

**Rechnergestützte
Auswertung und statistische
Klassifizierung von Elektromyogrammen**

Diss. Erlangen 1983

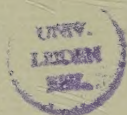
vorgelegt

von

Frank Sachse

aus

Dresden





Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41546208_0037

Aus der Klinik für Hals-, Nasen- und Ohrenkranke der
Universität Erlangen-Nürnberg
Direktor: Prof. Dr. M.E. Wigand

Rechnergestützte
Auswertung und statistische
Klassifizierung von Elektromyogrammen

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung der Doktorwürde
der Medizinischen Fakultät
der Friedrich-Alexander-Universität
Erlangen-Nürnberg

vorgelegt von
Frank Sachse
aus Dresden

Gedruckt mit Erlaubnis der Medizinischen Fakultät
der Universität Erlangen-Nürnberg

Dekan: Prof. Dr. V. Becker

Referent: Prof. Dr. M.E. Wigand

Tag der mündlichen Prüfung: 09.05.1983

Inhalt:

0.	EINLEITUNG	Seite 1
1.	THEORIE UND METHODENENTWICKLUNG	6
1.1.	Elektromyographie als Meßverfahren	6
1.1.1.	Das herkömmliche Auswerteverfahren	6
1.1.2.	EMG-Messung als statistischer Zufallsprozeß	14
1.2.	Methodenentwicklung	23
1.2.1.	Biologischer und physikalischer Informationsfluß bei einer EMG-Messung	23
1.2.2.	Datenverarbeitung im Rechner	28
1.3.	Konkrete Parametrisierungsverfahren	45
1.3.1.	Korrelationsanalyse	45
1.3.2.	Mustererkennung	52
1.3.3.	Spektralanalyse	59
1.4.	Zusammenfassende Beurteilung	82
2.	EXPERIMENTELLE BEISPIELE	86
2.1.	Probanden, Material und Methodik	86
2.2.	Ergebnisse	87
2.2.1.	Experimente zur Muskelphysiologie	87
2.2.2.	Verlaufsbeobachtung einer Nasenvest.-Plastik	92
2.3.	Zusammenfassende Beurteilung	95
3.	ZUSAMMENFASSUNG	97

0. EINLEITUNG

Ein Elektromyogramm ist eine bioelektrische Messung mit fast immer sehr großem Datenumfang. Um-daraus diagnostische Information zu ziehen, sind grundsätzlich zwei Verfahren vorstellbar:

1. Man betrachtet rein phänomenologisch Einzelpotentiale, die empirisch als pathognomonisch für bestimmte Muskelerkrankungen erkannt wurden.
2. Man reduziert die anfallende Datenmasse mittels geeigneter Rechenvorschriften auf wenige kennzeichnende Zahlen (Parameter) und sucht in einem zweiten Schritt korrelative Beziehungen dieser Parameter zu klinischen Befunden.

Punkt 1. wird in dieser Arbeit mit Hilfe zweier Autoren diskutiert, wobei eine gewisse Vollständigkeit der Potentialformen angestrebt wird, auf Gegenüberstellung konträrer Interpretationsauffassungen im Sinne einer Literaturdiskussion aber bewußt verzichtet wird.

Punkt 2. stellt einen anderen heuristischen Ansatz dar, um dessen Verdeutlichung es im ersten Teil der Arbeit vorwiegend geht. Im "Handbook of Electroencephalography and Clinical Neurophysiology" (Remond 1968) werden fünf grundsätzliche Parametrisierungsverfahren vorgeschlagen:

1. Amplitudenanalyse (Amplitudenhistogramme)
2. Periodometrie (Frequenzhistogramme)
3. Spektralanalyse
4. Mustererkennung
5. Korrelationsanalyse.



Die Verfahren 1. und 2. wurden von Wigand et al. in mehreren Veröffentlichungen erschöpfend behandelt.

Die Verfahren 3., 4. und 5. sind Gegenstände der vorliegenden Arbeit. Dabei gab es folgende

Aufgabenstellungen:

Die Informationsgewinnung aus den EMG-Ableitungen sollte von vorneherein auf der Basis einer darzustellenden Meß- und Testtheorie erfolgen, wobei von der Erkenntnis ausgegangen wird, daß jede Messung im statistischen Sinne einen Zufallsprozeß darstellt. Ziel hier war es, den daraus immer resultierenden Unsicherheitsspielraum durch statistische Analysemethoden quantifizieren zu können und damit ein Maß für die Zuverlässigkeit der Diagnose zu erhalten. Hierfür mußten Auswerteprogramme geschrieben werden, wobei sich herausstellte, daß ein erster großer Problemkomplex durch die für den Mikroprozessor ja notwendige Stichprobenziehung und Digitalisierung der Daten entstand. Die Lösungen, die nach etlichen Irrwegen hierzu gefunden wurden, werden ausführlich besprochen und zur Beachtung in ähnlich gelagerten Problemstellungen empfohlen. Die Datenverwaltung mußte durch ein eigenes System von Programmen und Programoptionen bewerkstelligt werden. So ist es jetzt möglich, komfortabel EMG-Daten sowohl aus einer laufenden Ableitung "on-line" zu digitalisieren und zu verrechnen, als auch auf Magnetplatte abgespeicherte Daten abzurufen. Rohdaten, Frequenzspektren und Korrelationsfunktionen können im Dialog mit dem Rechner beliebig auf Platte gespeichert oder über ein Plotterprogramm graphisch dargestellt werden.

Die zentrale Aufgabe war die Entwicklung der eigentlichen Auswertealgorithmen zu den Verfahren 3., 4. und 5. . Die Korrelationsanalyse war relativ einfach zu handhaben. Wie etliche Beispiele in der Arbeit zeigen, erhält man mit ihr recht eindrucksvolle Ergebnisse. Die Anwendungsmöglichkeiten sind breit. Das Rechnerprogramm erlaubt die Gegenüberstellung zweier beliebig gearteter Ableitungen, seien es zwei simultane Elektromyogramme, ein Myogramm und die zugehörige Artikulation (z.B. Kehlkopfmuskeln und Stimme) oder evozierendes und evoziertes Potential. Immer erhält man mindestens zwei Parameter: Die Höhe der korrelativen Beziehung und deren zeitliche Latenz.

Die Programme, die zur Mastererkennung geschrieben wurden, bedienen sich anderer Algorithmen, als bisher in der Literatur referiert. Sie wurden bis zu einem Stadium entwickelt, in dem sich abzeichnete, daß der bis dahin beschrittene Weg mit katalogisierten Referenzmustern zu viele Zusatzannahmen erforderte. Der andere Weg über selbstkatalogisierende Rechnerprozeduren scheint zwar nach wie vor gangbar, wurde aber nicht weiterverfolgt, weil er nicht im Einklang mit der Grundidee dieser Arbeit steht; wie bei den herkömmlichen Verfahren verbliebe dem Untersucher die Bewertung von Einzelpotentialen - bei dann allerdings exakt bekannter Häufigkeit.

Die Spektralanalyse der Elektromyogramme ist im Prinzip schon lange bekannt. In der vorliegenden Arbeit wurde

auf ihrer Grundlage ein praktikables Meßinstrument entwickelt. Man erhält dabei eine Reihe von Parametern, die in der vorgeschlagenen Meßanordnung des simultanen und/oder sukzessiven Paarvergleichs inter- und intraindividuell vergleichbare numerische Unterschiede liefern. Dies macht die Methode zunächst besonders für die Muskulatur der Kopf-Hals-Region wegen der hier normalerweise annähernd symmetrischen Innervation geeignet. Zur Diagnose von Veränderungen der Muskelaktion dient ein speziell zu diesem Zweck entworfener Diskriminanztest für Fourierspektren, der hochdifferenzierende Unterschiedsmaße zweier EMG-Ableitungen liefert und außerdem eine Angabe über die statistische Sicherheit dieses Unterschiedes angibt. Unter genügend standardisierten Meßbedingungen ist damit z.B. eine objektive Verlaufskontrolle sich verändernder Muskelparesen möglich.

Ein in diesem Zusammenhang ebenfalls neuer Ansatz ist der Vorschlag, entscheidungstheoretische Kosten-Nutzen-Betrachtungen in die EMG-Diagnostik einzuführen. Wenn es also gelingt, die EMG-Diagnostik auf numerische Unterschiedsmaße und ein Maß für deren diagnostische Sicherheit zu gründen, so kann im nächsten Schritt die therapeutische Entscheidung ebenfalls nach objektiven Kriterien getroffen werden, wobei bestimmte Zielvorstellungen wie etwa Minimierung des durch falsche diagnostische Entscheidungen eintretenden Schadens bestehen. Der Effekt solcher Strategien äußert sich natürlich nicht im Einzelfall sondern nur

in einer statistisch genügend großen Beobachtungsgruppe.

Da wegen des zu großen Umfangs der Programme sowie wegen der ohnehin geringen Kompatibilität der Rechnersysteme verzichtet wird, die Programmlisten in einen Anhang aufzunehmen, erscheint ein großer Teil der gemachten Anstrengungen nicht explicit in der Arbeit. Der vorliegende Text ist eigentlich nur Kommentar zur Benützung der entwickelten Auswerteverfahren.

Die in den Rechnerprogrammen benützten Prinzipien und Algorithmen sind hier abgeleitet und begründet.

Der Vollständigkeit und Wichtigkeit halber wurden auch die schwierigeren mathematischen Ableitungen dargestellt, die man natürlich gegebenenfalls überlesen möge.

Einige Anwendungsbeispiele sollen am Schluß der Arbeit die theoretischen Ausführungen illustrieren.

Bleibt zu hoffen, daß der hier beschrittene Weg in seiner konsequenten Konzeption auf den folgenden Seiten ausreichend deutlich dargestellt werden kann!

1. Theorie und Methodenentwicklung

Im folgenden werden Grundbegriffe der Elektromyographie referiert und die EMG-Auswertung unter meß-, test- und informationstheoretischen Gesichtspunkten untersucht. Schließlich werden drei zur herkömmlichen Technik alternative Auswerteverfahren entwickelt und diskutiert.

1.1. EMG-Daten als Meßgrößen

Die Betrachtung der Elektromyographie als Messung ist keineswegs trivial. Wie zu zeigen ist, ist die Abbildung von Membranpotentialen auf ein Spannung/Zeit-Diagramm mit einer Anzahl von Störvariablen behaftet. Deren Aufklärung dient der Bestimmung der Abbildungsgesetze und ist damit Voraussetzung einer sinnvollen Messung.

1.1.1. Die gebräuchliche Klassifikation von EMG-Potentialereignissen

Es gilt der Leitsatz: Der Informationsträger ist das Einzelpotential. Es soll nun versucht werden, unter diesem Gesichtspunkt eine Übersicht der Auswertekriterien zu geben.

1.1.1.1. Diskussion einfacher Parameter

Die herkömmliche Interpretationstechnik operiert mit den Größen: Dauer, Amplitude, Form und Frequenz bzw. Rhythmik eines Musters.

Potentialdauer:

Vereinbarungsgemäß wird die Potentialdauer auf der Zeitachse zwischen zwei Nulldurchgängen gemessen.

Es wird damit die Entladung eines isolierten, in seiner Größe u.a. von der elektrischen Eigenschaft der Elektrode abhängigen motorischen Areals erfaßt. Die Meßgenauigkeit ist nach Ludin (1974a) niedrig. Abweichungen von 20% (!) gelten noch als innerhalb der Norm.

Potentialamplitude:

Die Messung der Amplitude eines Potentialereignisses unterliegt in einem hohen Maße den Einflüssen der mehr oder weniger standardisierten Ableitebedingungen (vgl. 1.1.2.). Abweichungen bis zu 40% müssen noch als innerhalb der Norm angesehen werden. Das Amplitudenmaß gilt allgemein als weniger nützlich als die Potentialdauer und -form.

Potentialform:

Die Form eines Potentialereignisses ist eher durch kasuistisch phänomenologische Tatsachen definiert. Erst relativ spät konnte eine Einigung auf ein bestimmtes Musterrepertoire erreicht werden (Liberson 1961). Eine Reihe von Rückdeutungen auf elektrophysiologische Ereignisse an der Muskelmembran wurden unternommen (vgl. 1.1.2.2.).

Potentialfrequenz:

Darunter ist sowohl die Auftretenshäufigkeit eines Potentialereignisses abhängig von Potentialdauer und Intervalllänge zweier Potentiale als auch die Rhythmik des Auftretens zu verstehen. Liberson (1961)

unterscheidet regelmäßige und unregelmäßige
Potentiale mit Häufigkeiten von 1 bis 200 Hz .

1.1.1.2. Kriterien des "normalen" EMG's.

Das "normale" EMG besteht in der Regel aus Spontan-
und/oder Willküraktivität mit folgenden
Charakteristiken:

Spontanaktivität:

Eine Reihe von Parametern kennzeichnen innerhalb der
erwähnten weiten Grenzen das "normale" EMG. Ludin
(1974a) unterteilt die Potentialformen, die am
gesunden Muskel auftreten in

- Einstichaktivität: Potentialsalven etwas längerer
Dauer als Fibrillationspotentiale (siehe unten!).
- Endplattenpotentiale: Darunter versteht man das
"Rauschen der Grundlinie" plus unregelmäßig
eingestreute Potentiale mit

Amplitude 250 μ V

Dauer 1 - 5ms

Form diphasisch

Rhythmik keine .

Diese Potentiale werden gedeutet als "Miniatur-
endplattenpotentiale", d.h. nicht fortgeleitete
lokale Antworten auf unterschwellige ACh-Quanten.
Werden die Spontandepolarisationen fortgeleitet, sehen
sie aus wie triphasische Fibrillationspotentiale.
Damit deutet sich eine erste Schwierigkeit der EMG-

Deutung aus dem Aspekt an.

- "Benigne Faszikulationen": Dauer, Form und Amplitude entsprechen den normalen Aktionspotentialen einer motorischen Einheit. Die Entladungen erfolgen nichtrhythmisch bei einer mittleren Frequenz von 2 Hz (Beispiel: Überlastungszucken der unteren Augenlider). Differenzierung des "malignen" Faszikulierens ist mit Hilfe des EMG's nicht möglich (Ludin 1974a).

Willküraktivität:

Das normale Einzelpotential einer von einer Elektrode erfaßten Muskelregion hat eine hohe Variabilität (Abb. 1).

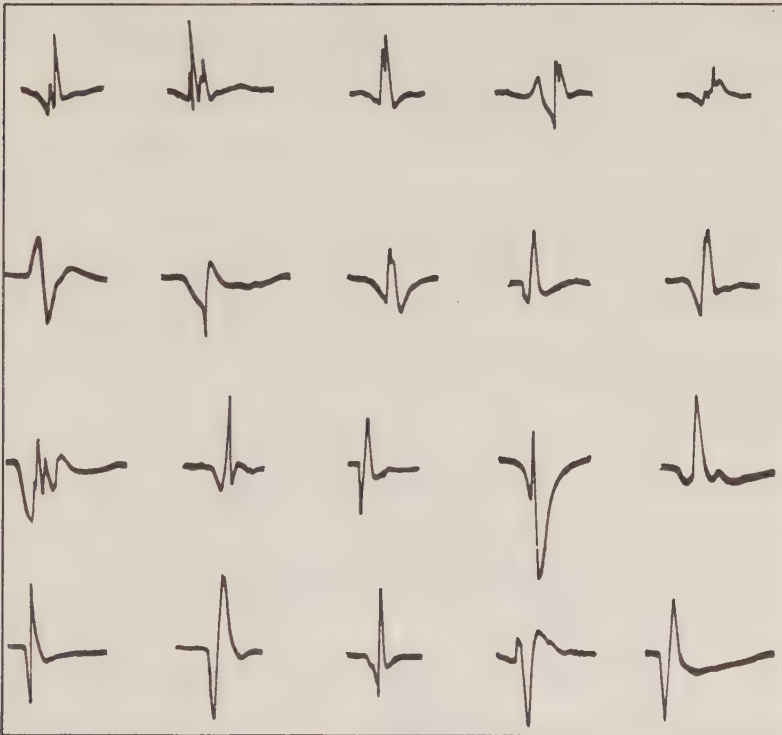


Abb. 1 (aus: Ludin 1974a): Normale Willkürpotentiale.

Die Graphik veranschaulicht die große Variationsbreite.

Dabei treten auf:

Amplitude	ca. 300 μ V
Dauer	5ms
Form	nicht definierbar, zumal nach Ludin(1974a) auch polyphasische Potentiale, d.h. solche mit mindestens fünf Nulldurchgängen, im normalen EMG bis zu 10% angetroffen werden.

Das Interferenzmuster als hochfrequente Verschmelzung von Aktionspotentialen bei starker Willkürinnervation ist ein Maß für die Zahl der beteiligten motorischen Einheiten. Vergleichbare Messungen erfordern standardisierte Ableitebedingungen.

1.1.1.3. Kriterien des "pathologischen" EMG's.

Die Bestimmung von Funktionsstörungen an Muskeln per EMG geschieht mit Hilfe der erwähnten Parameter. Die zitierten Größen stammen von Liberson (1961) und Ludin (1974b).

Spontanaktivität des denervierten Muskels:

Die Einteilung der pathologischen Spontanaktivität (vgl. Ruprecht 1974) erfolgt in

- Fibrillationspotentiale: Sie sind gut zu charakterisieren durch

Amplitude	10 - 100 μ V (bis zu mehreren mV!)
Dauer	1 - 3ms

Form	meist mono- oder biphasisch
Rhythmik	charakteristisch, mit einer mittleren Frequenz von 13Hz.

Es besteht eine Korrelation zwischen Ausmaß der Denervierung und Anzahl der Fibrillationspotentiale.

- Positive scharfe Wellen mit

Amplitude	130µV
Dauer	5 - 20ms
Form	charakterst. monophasisch
Rhythmik	gelegentlich, mit einer Frequenz von 4 - 11Hz.

Manchmal entstehen sogenannte Doubletten, die gemeinsam mit Fibrillationspotentialen auftreten. Sie sind vorwiegend bei schweren Denervierungen anzutreffen. Positive scharfe Wellen werden interpretiert als Potentiale an Punkten der Faser-oberfläche, wo die Weiterleitung des Aktionspotentials blockiert ist (Ludin 1974b), oder als durch Verletzung einer denervierten Faser mit der Elektrode entstanden (Liberson 1961).

Malignes Faszikulieren:

Die Potentiale sehen aus wie normale Aktionspotentiale, haben also

Amplitude	300µV
Dauer	5 - 10ms
Form	bi- bis polyphasisch
Rhythmik	keine; mittlere Frequenz 1 - 3Hz. Ein nicht voll entspannter Muskel kann Faszikulationspot. vortäuschen.

Der partiell denervierte Muskel:

Hier liegt ein Mosaik aus intakten und geschädigten Anteilen vor. Ruprecht (1974) beschreibt als symptomatisch das Auftreten von Spontanaktivität, d.h. Fibrillationspotentialen, positiven scharfer Wellen, hochfrequenten Entladungen (pseudomyotonisch) und Faszikulationspotentialen. Das Willkürmuster ist gekennzeichnet durch veränderte Aktionspotentiale mit

Amplitude	vergrößert
Dauer	> 30ms
Form	polyphasisch
Rhythmik	keine.

Das Interferenzmuster ist durch Ausdünnung der aktiven Einheiten verändert. Die Entladungsfrequenz der Motoneuronen ist erhöht.

Reinnervation:

Erste Zeichen sind Reinnervationspotentiale ("nascent potentials" bei Liberson (1961)) mit

Amplitude	10 - 50µV
Dauer	1 - 5ms
Form	bi- später polyphasisch
Rhythmik	keine.

Sie sind mit Fibrillationspotentialen zu verwechseln. Eigentliche Reinnervationspotentiale sind sog. Riesopotentiale, die durch die kollaterale Versorgung benachbarter motorischer Einheiten und dadurch bedingter Synchronisierung der elektrischen Vorgänge

im Bereich der Elektrode entstehen:

Amplitude	bis zu 25mV, Liberson (1961): 2 - 5mV
Dauer	verlängert
Form	polyphasisch

Myopathien:

Bei entzündlichen, dystrophischen oder tonischen Schädigungen der Muskelfunktion treten neben den eigentlich neuropathischen Potentialformen (vor allem Fibrillation) z.T. pathognomonische Interferenzmuster auf.

Viele Krankheitsbilder myogener und neurogener Natur haben ein mehr oder weniger pathognomonisches Korrelat, das sich ebenfalls durch die Parameter Amplitude, Dauer, Form und Rhythmik beschreiben läßt. Die sichere Differenzierung gelingt hier durch Biopsien, experimentelle Ansätze (Tensilon-Test) und statistische Auswertungen.

1.1.2. Das EMG-Signal als statistischer "Zufallsprozeß".
Der Begriff "zufällig" im mathematischen Sinn weicht von dem in der Umgangssprache deutlich ab und wird gelegentlich mit "stochastisch" umschrieben. Die Bedeutung soll im nächsten Abschnitt erläutert werden.

1.1.2.1. Parameterschätzung aus Zufallsprozessen.

Neben den Zufallsaktivitäten bestehen auch zeitinvariante Potentiale. Werden diese Potentiale in irgendeiner Form numerisch dargestellt, so sind diese Werte Parameter der Muskelaktivität zumindest im Bereich der Elektrode.

Obwohl es sich bei einer zentral angeregten Muskelkontraktion makroskopisch um einen deterministischen beliebig oft zu wiederholenden Prozeß handelt, ist die Aktivität der einzelnen Muskelfaser stochastisch. Das beinhaltet, daß man im Laufe einer Ableitung keine zwei Zeitabschnitte finden wird, die zueinander kongruent wären. Das heißt, weder die Form der elektrodennahen hohen Potentiale noch deren Rhythmik ist absolut gesetzmäßig. Stets ist das abgeleitete Potentialmuster die Summe einiger faßbarer aber auch einiger nicht kalkulierbarer Ereignisse zwischen Muskelzelle und Rechner.

Versucht man mit statistischen Methoden Information aus einem verrauschten Zufallsprozeß zu extrahieren, so bedeutet das, den zeitkonstanten Signalanteil vom "Rauschen" zu trennen. "Zeitkonstant" meint u.a., daß eine bestimmte Potentialform, obwohl sie ohne

Rhythmik auftreten und in einem Summenpotential nicht mehr per Aspekt identifizierbar aufgegangen sein kann, dennoch durch statistische Analyse erkennbar bleibt. Es wird gezeigt werden, daß das am besten durch Zeitkorrelationsmethoden oder durch Spektraldarstellung des Elektromyogramms möglich ist. Das abgeleitete EMG sei die Zeitfunktion $x(t)$, das zeitkonstante Signal, also der eigentliche Informationsträger oder "Parameter" und damit die gesuchte Größe, sei $w(t)$!

$w(t)$ muß mit geeigneten statistischen Analysemethoden (vgl. 1.2.1.2.) mit einer kalkulierten Irrtumswahrscheinlichkeit aus $x(t)$ geschätzt werden.

Die punktgenaue Schätzung von $w(t)$ ist nicht möglich. Stets ist die Schätzung mit einer Fehlervarianz behaftet. Es kann also nur ein mehr oder weniger großes Intervall auf einem Wertekontinuum angegeben werden, in dem der gesuchte Wert $w(t)$ mit festgelegter Wahrscheinlichkeit ($< 1!$) liegt. Die Breite des Intervalls verringert sich mit der Menge der zur Schätzung ein und desselben Wertes verfügbaren Daten.

Als Methoden der Parameterextraktion aus Zufallsprozessen bieten sich für Elektromyogramme mehrere theoretische Ebenen an (Remond 1968). Die Beziehung zwischen ihrer jeweiligen Informationsausschöpfung und statistischen Schärfe auf der einen und dem Ausmaß der dabei geforderten Voraussetzungen an die

Daten $x(t)$ auf der anderen Seite ist dabei proportional.

Die geringsten Annahmen erfordert das Auszählen bestimmter Potentialereignisse in einem festgesetzten Zeitabschnitt anhand eines Kataloges definierter Muster. Stabile Aussagen können damit nach Ludin (1974a) getroffen werden, wenn während einer Ableitung mehr als 20 Muster eines Typs gefunden werden. Der Informationsgehalt der Ableitung $x(t)$ wird damit nur zu einem geringen Teil ausgeschöpft.

Unter der Annahme der Stationarität des Signals können empirische Verteilungen aus Amplituden, Potentiallängen oder Intervallen zwischen Nulldurchgängen in Form von Histogrammen erstellt werden. Dabei wird der Ableitung $x(t)$ mehr Information entnommen als oben. Zur statistisch gesicherten Diagnosestellung könnten hier Tests mit bekannter Trefferwahrscheinlichkeit herangezogen werden.

Eine schärfere Methode ist die Extraktion von Parametern unter Beachtung der Stationarität und der Annahme theoretischer Verteilungen von $x(t)$. Die Methode besteht dann aus linearen Transformationen des Rohsignals unter minimalem und kalkuliertem Informationsverlust. Die Quantifizierung inter- und intraindividuellere Befundunterschiede ist hier am ehesten gewährleistet.

1.1.2.2. EMG-Diagnostik als Messung

In diesem Abschnitt sollen die Begriffe Objektivität und Wiederholbarkeit sowie Zuverlässigkeit und Gültigkeit einer Messung in ihrer Bedeutung für die EMG-Diagnostik diskutiert werden.

Objektivität: Es muß ein verbindliches Meßinstrumentarium mit einer verbindlichen Skalierung existieren.

Erster Schritt hierzu war die erwähnte Katalogisierung von EMG-Mustern durch Liberson (1961). Eine objektive Messung soll vor allem Vergleiche zwischen verschiedenen Auswertern und zu verschiedenen Zeiten ermöglichen. Skalierungsbeispiele aus der Liberson'schen Meßskala akustisch reproduzierter EMG-Signale sollen das Problem illustrieren:

Fibrillation: "rain on the roof"

Faszikulation: "popping"

Myopathie: "airplane diving buzzing sound;
bombarding".

Um im Bild zu bleiben, sollte es das Ziel sein, z.B. bei Fibrillationen für die meteorologische Differenz zwischen Nieselregen und Wolkenbruch wie bei den Meteorologen ein quantitatives Maß zu finden.

Wiederholbarkeit: Die Forderung nach identischer Wiederholbarkeit der Messung setzt zuerst eine Konstanz des Meßinstruments voraus. Das heißt unter anderem, daß die Bedingungen bei der EMG-Ableitung in größtmöglichem Ausmaß konstant zu sein haben. Die Anweisungen an den Patienten sollten ebenso

standardisiert sein wie die Applikation der Elektroden und der dahintergeschaltete elektronische Apparat. Die für Objektivierung und Wiederholbarkeit zu fordernde Rechnerauswertung erfordert aussagekräftige und die angebotene Information in möglichst umfassender Weise ausschöpfende Parameter, zu denen man über vereinbarte Statistiken gelangt. Die Forderung von Ludin (1974a) nach der statistischen Analyse wenigstens 20 vergleichbarer Potentiale geht in diese Richtung. Zuverlässigkeit (Reliabilität): Objektivität und Wiederholbarkeit sind Voraussetzung für Zuverlässigkeit und Gültigkeit der Ergebnisse. Reliabilität ist die für jede Diagnostik triviale Forderung nach gleichen Meßergebnissen bei gleichen zugrundeliegenden Befunden. Dies gilt für parallele und sequentielle Messungen.

Gültigkeit (Validität): Validität bedeutet die eindeutige Zuordnung statistisch aus den Messungen extrahierter Parameter zu klinischen Befunden oder physiologischen Gegebenheiten. Im folgenden werden einige Beispiele physiologischer Prozesse referiert, die mit EMG-Parametern korreliert wurden:

- Partielle neurogene Läsion erzeugt im Frequenzspektrum des EMG-Signals tiefere Frequenzanteile (Kadefors et al. 1973).
- Myopathien verbreitern das Spektrum (Kadefors et al. 1973).

- Zusammenhang zwischen Innervationsstärke und Dauer von Einzelpotentialen (Bumm et al. 1970).
- Quantitative Beziehung zwischen der mittleren Potentialdauer bei geringer Kontraktion und dem Spektrum des Interferenz-EMG's (Kadefors et al. 1973).
- Umfang des Vikariierungseffektes bei peripheren Nervenläsionen durch Berechnung der Kreuzkorrelation (Person & Kudina 1968). (Vgl.1.3.1.!)
- Abnahme der hohen und Zunahme der tiefen Frequenzanteile bei maximaler Willkürinnervation (Broman et al. 1973). Vgl. Abb. 2 !

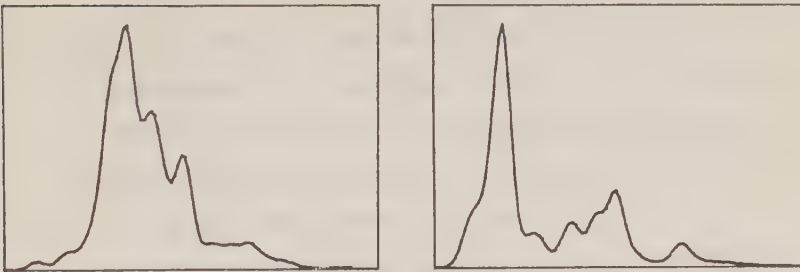


Abb. 2: Leistungsspektren von Facialis-EMGs. Ableitung vom M.risorius. Links:"Entspannen!", rechts:"Mundspitzen!". Zunahme tiefer Frequenzanteile bei Innervation. (HNO-Daten).

- M. vocalis und Theorie der Stimmlippenschwingungen (Wustrow & Wieck 1963).
- Rückrechnung der elektrischen Vorgänge in der Muskelfaser aus dem EMG-Potential (Rosenfalck 1974).

1.1.2.3. Statistische Voraussetzungen zur Schätzung zuverlässiger und gültiger Parameter.

Allgemeine Bemerkungen:

Jede EMG-Messung ist ein Zufallsprozeß, so daß man sich bei Auswertung der anfallenden Daten als erstes über deren grundlegende statistische Eigenschaften klar werden muß. Jeder Transformation der Daten in Hinblick auf eine Datenreduktion auf wenige Parameter muß eine Prüfung vorausgehen, ob diese Transformationen statistisch-algebraisch zulässig sind. Hier gilt das Motto, das beschwörend vor einem amerikanischen Statistikbuch steht: " GOD let the world be linear, stationary and Gaussian! ".

Bei der statistischen Auswertung von EMG-Daten müssen Fehler vor allem durch Beachtung der Normalverteilung und der Stationarität vermieden werden, bzw. bei der Interpretation von Ergebnissen aus nicht normalverteilten oder nichtstationären Daten muß dieser Sachverhalt berücksichtigt werden.

Normalverteilung:

Die Amplitudenverteilung von Elektromyogrammen wurde mehrfach untersucht. Mortimer et al. (1969) fanden Abweichungen an den Enden der von ihnen erhobenen empirischen Verteilungen zur Normalverteilung. Kadefors (1973) stellte im Rahmen eines Schätzkonzeptes zur Bestimmung von Frequenzspektren aus Oberflächen-EMGs fest, daß Interferenzmuster als

normalverteilt angesehen werden können.

Die wesentliche Implikation der Forderung nach Normalverteilttheit ist die Anwendbarkeit trennscharfer Tests auf die Rohdaten selbst sowie deren lineare Transformationen (insbesondere die Fourier-Komponenten aus dem Fast-Fourier-Algorithmus (Bendat & Piersol 1971)).

Stationarität:

Die Forderung nach Stationarität heißt formalisiert, daß jedes Ereignis $x(t_0)$ zum Zeitpunkt t_0 als ein Zufallsprozeß aufgefaßt wird und damit einen theoretischen Mittelwert $m(t_0)$ und eine theoretische Varianz $s^2(t_0)$ hat. Veranschaulicht wird dieser Sachverhalt indem man sich ein Ensemble $x_1, x_2, \dots, x_n$ gleichartiger Ableitungen von EMGs vorstellt. Die Bedingung der Stationarität fordert dann, daß die Mittelwerte und Varianzen aller Zufallsprozesse x_i an beliebigen Punkten t_0 gleich sind.

Ein Prozeß ist darüber hinaus "ergodisch", wenn die Stichprobenmittelwerte und -varianzen in allen x_i gleich sind, eine Stichprobe des Ensembles also das gesamte Ensemble repräsentiert.

Die Abb. 3 zeigt zwei Beispiele nichtstationärer EMGs.

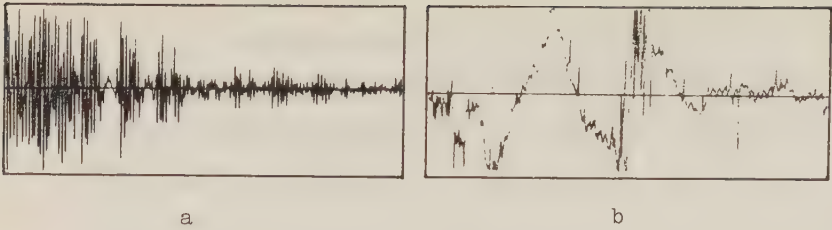


Abb. 3: Zwei Beispiele für Nichtstationarität.

a: Varianzänderung, b: Mittelwertänderung.

Sowohl Normalverteilung als auch Stationarität sind bei elektromyographischen Daten immer nur mit Einschränkungen gegeben (Mortimer et al. 1969).

1.2. Methodik der Datengewinnung und -transformation.

In diesem Abschnitt soll verfolgt werden, wie die Information der Muskelmembran über eine Reihe tatsächlicher oder operationalisierter Untersysteme zu einem digitalen Rechner gelangt. Anschließend werden Algorithmen und Probleme der digitalen Verrechnung analoger Signale besprochen.

1.2.1. Informationsfluß Muskelmembran - Rechner.

Strebt man eine valide EMG-Analyse an, also die eindeutige Zuordnung zuverlässiger statistischer Parameter zu physiologischen oder pathophysiologischen elektrischen Muskelvorgängen, so ist es günstig, sich die am Informationsfluß beteiligten Untersysteme zu vergegenwärtigen. Es kann angenommen werden, daß jedes Teilsystem mit seiner spezifischen Charakteristik die von der Muskelmembran ausgehenden elektrischen Potentiale transformiert. Andererseits könnte man aus den gewonnenen Parametern auf die Muskelfunktion und -physiologie rückschließen, wenn die Teilcharakteristiken bekannt wären.

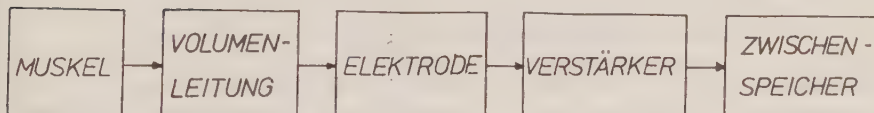


Abb. 4: Schema der Untersysteme, die das Muskelpotential bis zu seiner digitalen Verarbeitung durchläuft.

1.2.1.1. Volumenleitung.

Das elektrische Potential legt von der Muskelmembran bis zur Ableitelektrode einen mehr oder weniger weiten Weg zurück. Ludin (1974a) hat einige Ergebnisse zu dem Problem zusammengefaßt:

- Das zwischen einer Elektrode unmittelbar an der Faseroberfläche und einer indifferenten Elektrode abgeleitete Potential entspricht empirisch dem zweimal differenzierten intracellulären

Potential $x_+(t)$:

$$x_+(t) = \frac{d^2 x_+(t)}{dt^2} \quad .$$

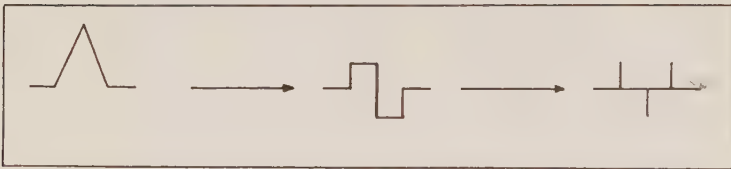


Abb. 5: Zweifache Differenzierung eines Dreieckspotentials.

- Mit zunehmendem Abstand der Elektrode von der aktiver Faser wird die Potentialamplitude schnell sehr klein. Buchthal et al. (1957a und b) fanden, daß bei Nadelelektroden der Logarithmus der Amplitude linear mit dem Logarithmus der Distanz abnahm. Bei 300µV - Potentialen finden sich in 4mm Abstand noch ca. 3.5µV. Je nach Muskel gehören zu einer elektrisch synchronen motorischen Einheit zwischen 10 und 1000 Muskelfasern zu je 0.1mm Durchmesser. Die Potentialstruktur einer Ableitung unter den

beschriebenen Verhältnissen ist demnach eine Funktion der Größe der motorischen Einheit. Ein filigraner phasischer Muskel ist, ohne die geometrischen Gesetzmäßigkeiten (vgl. Abb. 6!) der Elektrodenableitung zu berücksichtigen, mit einem wuchtigen tonischen Muskel elektromyographisch nicht zu vergleichen.

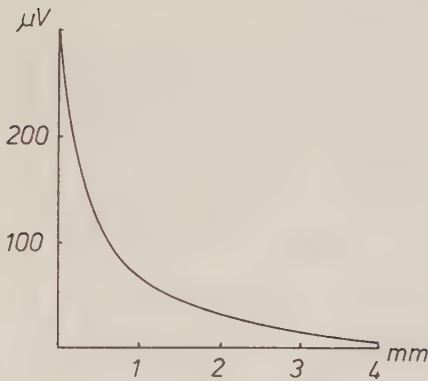


Abb. 6: "Antennencharakteristik" der EMG-Elektrode.

Exponentieller Spannungsabfall mit der Distanz Muskelfaser - Elektrode.

- Die hohen Frequenzen werden 8 - 10 mal rascher gedämpft als die tiefen. Wie die Signale dabei verformt werden, veranschaulicht Abb. 7.
- Die Dämpfung beträgt in 0.5mm Abstand von der Faseroberfläche -20dB.

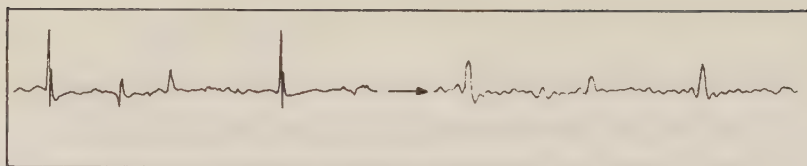


Abb. 7: Tiefpassfilterung. Facialis-EMG original und tiefpassgefiltert zur Veranschaulichung der elektrischen Frequenzcharakteristik des Muskelinterzellulärspaces.

- Denselben Sachverhalt demonstrieren Kadefors et al. (1973) als Unterschied der Frequenzcharakteristiken einer Oberflächen- und einer Nadelelektrode:

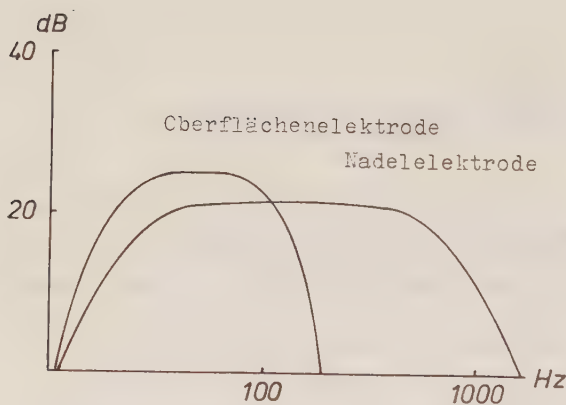


Abb. 8: Frequenzcharakteristiken von Oberflächen- und Nadel-elektroden schematisch. (Nach Kadefors et al. (1973)).

1.2.1.2. Elektroden.

Die Beachtung der verschiedenen Elektrodencharakteristiken ist für den Vergleich von Befunden wichtig. Auch hier findet eine spezifische Transformation des Signals $x_+(t)$ statt. Mortimer et al. (1973) untersuchten die Auswirkungen der Elektroden auf die statistischen Eigenschaften abgeleiteter EMGs. Sie fanden, daß die Amplitudenverteilung abhängig von den Elektroden und deren räumlicher Orientierung ist. Eine Untersuchung über die Geometrie des elektrischen Feldes einer Elektrode im Gewebe ergab nach Kauffmann und Hieke (1975) ähnliche Ergebnisse.

Neben den räumlichen Empfangscharakteristiken haben die diversen Elektrodenarten spezifische Frequenzcharakteristiken (Remond 1968, 16B-10).

1.2.1.3. Verstärker.

Fehlerhafte Signaltransformationen wie etwa Nichtlinearitäten oder Eigengeräuschen durch die elektronischen EMG-Verstärker sind im allgemeinen vernachlässigbar.

1.2.1.4. Zwischenspeicher.

Als Zwischenspeicher der von den Verstärkern kommenden Signale dienen Magnetbandgeräte mit entsprechendem Rauschabstand und Frequenzgang.

1.2.2. Datenverarbeitung mit Hilfe eines Mikroprozessors.
Bevor aus den verstärkten EMG-Signalen Parameter errechnet werden können, bedarf es einer Reihe vorbereitender Schritte:

1.2.2.1. Digitalisierung.

Die Daten kommen in analoger Form aus den Verstärkern oder aus dem Zwischenspeicher. Die Digitalisierung des Analogsignals erfordert eine sorgfältige Gewichtung der Größen:

- Abtastzeit (Stichprobenlänge) sowie
- Abtastintervall (Sampling-Rate).

Beide Größen - solange nicht unendlich groß bzw. Null - verursachen Fehler, die es durch eine auf die spezifische Fragestellung zugeschnittene Auswahl zu minimieren gilt. Auf der einen Seite sollte Redundanz durch eine unökonomisch hohe Stichprobenlänge vermieden werden. Andererseits erlaubt eine zu niedrige Rate, d.h. ein zu großes Abtastintervall, nicht mehr die Differenzierung zwischen hoch- und niederfrequenten Anteilen. Dieses Dilemma heißt "aliasing". Es äußert sich durch Auftreten von im Analogsignal nicht vorhandenen Frequenzanteilen.

Es sind immer mehr als zwei Stichproben notwendig, um eine bestimmte Sinusfrequenz eindeutig darzustellen. Das heißt, die höchste erreichbare Frequenz ist $f_m = 1/2 \text{ Dt}$, außerdem ist $N = 2 f_m \cdot T$. Dabei ist Dt das Abtastintervall, N die Zahl der Stichproben, T die Stichprobenlänge und f_m die maximal auswertbare Frequenz, Faltungsfrequenz, Aliasing-Frequenz oder

Nyquistfrequenz.

Um Aliasingeffekte auszuschließen wählt man entweder die Abtastrate von vornherein als das 2.5-fache der höchsten vorkommenden Frequenzkomponente oder man filtert zuvor analog alle Komponenten oberhalb einer gewünschten Cut-off-Frequenz.

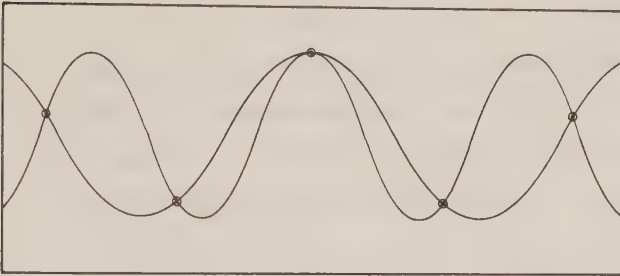


Abb. 9: Aliasing. Durch die markierten Abtastpunkte ist zwar der niederfrequente Sinus festgelegt. Oberhalb der Nyquistfrequenz ließen sich aber beliebig viele Sinus an die Punkte legen.

Ein weiteres Problem ist die Eingangsempfindlichkeit des AD-Wandlers, d.h. das Verhältnis der Eingangsempfindlichkeit zur Signalamplitude. In jedem Fall entstehen Meßfehler, die im Idealfall mit einer durch die Digitalisierung produzierte Standardabweichung von 0.29 Skaleneinheiten angegeben wird. Das entspricht bei einer vollausgesteuerten 8-Bit-Auflösung einem Geräuschspannungsabstand von 54dB. Volle Aussteuerung sollte angestrebt werden. Andernfalls erhält man Resultate wie in Abb. 10 .

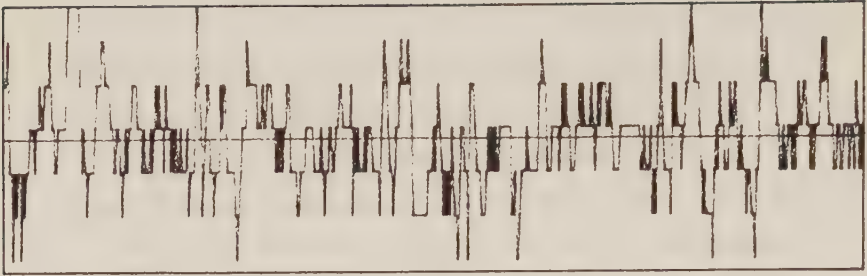


Abb. 10: Digitalisierungsrauschen. Das Facialis-EMG (HNO-Daten) ist in Relation zur Eingangsempfindlichkeit des AD-Wandlers zu wenig verstärkt. Der Abstand zum Digitalisierungsrauschen ist entsprechend gering. Das heißt, daß man es bei der Auswertung in einem hohen Prozentsatz mit Signalen zu tun hat, die Artefakte der elektronischen Transformation sind.

In den gezeigten Beispielen wurden Abtastraten von $f_m = 5000$ Hz und weniger verwendet. Bei einer konstanten Stichprobenzahl von $N = 512$ ergibt sich eine Abtastzeit von $T = 0.1$ s und ein Abtastintervall von $Dt = 200 \mu s$. Bei frei gewählter Abtastrate gelten die allgemeinen Beziehungen

$$Dt = \frac{1}{f_m} \quad \text{und} \quad T = N \cdot Dt.$$

1.2.2.2. Der Fast-Fourier-Algorithmus (FFT).

Zur Parametrisierung von Zeitsignalen ist der Fourier-Algorithmus eine bewährte und elegante Methode. Prinzip dabei ist, ein Zeitsignal in den Frequenzbereich zu transformieren, bzw. ein Zeitsignal beliebiger Länge in ein Frequenzspektrum konstanter Länge abzubilden. Technisch existieren dazu einige Varianten. Die FFT-Variante hat auf Digitalrechnern den erheblichen Vorteil stark verkürzter Rechenzeiten. Geht man von der Zeitreihe $x(t)$ aus, so lautet formalisiert ihre Fourierzerlegung in N Frequenzanteile, die Vielfache von $f_0 = \frac{1}{T}$ sind:

$$X(f,T)^2 = \left(\frac{1}{\sqrt{T}} \int_0^T x(t) \cdot \cos \pi 2f_0 t \cdot dt \right)^2 + \left(\frac{1}{\sqrt{T}} \int_0^T x(t) \cdot \sin \pi 2f_0 t \cdot dt \right)^2$$

$X(f,T)$ ist dabei die Fouriertransformierte von $x(t)$.

Mit der Euler'schen Identität

$$e^{jd} = \cos d + j \sin d$$

kann man schreiben

$$X(f,T) = \frac{1}{\sqrt{T}} \int_0^T x(t) \cdot e^{-j2\pi f_0 t} \cdot dt$$

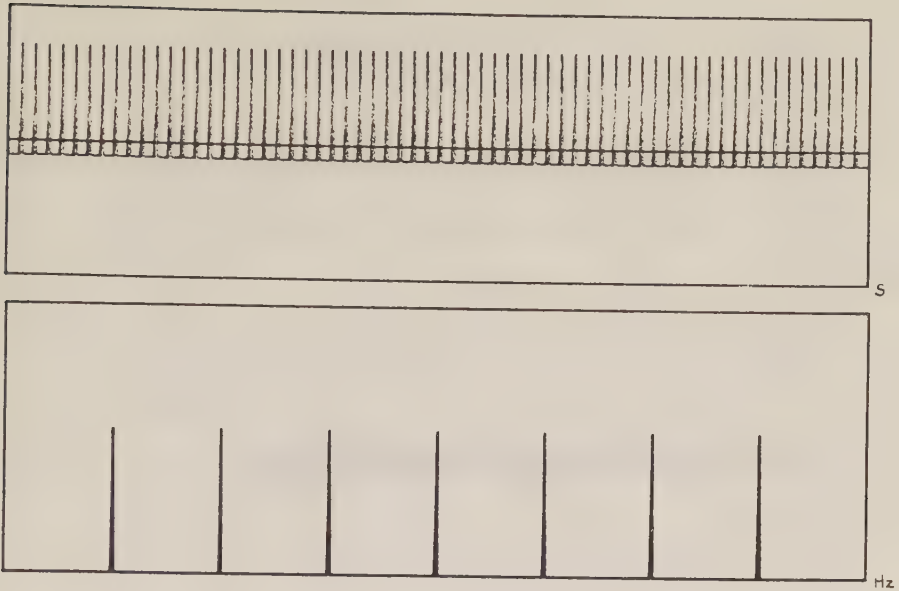
Mit dieser Umformung und der Festlegung der Stichprobenlänge auf eine 2er Potenz: $N = 2^p$ verkürzt sich die Rechengeschwindigkeit mit Hilfe der FFT im Vergleich zur Standardmethode um den Faktor $\frac{N}{4p}$ (Bendat and Piersol 1971). Der für die im Rahmen dieser Arbeit geschriebenen Rechnerprogramme verwendete Algorithmus stammt von Brigham (1974). Laut Handbuch löst ein

Rechner vom Typ der verwendeten PDP-11 eine Fouriertransformation mit $N = 512$ mit Hilfe des Brigham-Programmes in 0.6 s. Diese Größenordnung ist - falls man eine on-line-Anwendung ins Auge faßt durchaus relevant. Im folgenden sollen drei Beispiele die Präzision der LSP-Routine demonstrieren:

Transformation einer Dirac-Funktion (δ -Funktion):

Die δ -Funktion ist nach Digitalisieren einer analogen Zeitreihe Bestandteil der resultierenden Funktion. Ihre Transformierte ist deswegen von heuristischer Bedeutung. δ -Funktionen mit Δt Intervalllänge ergeben Fouriertransformierte mit $1/\Delta t$ Intervallen. (In den Abbildungen ist die rechte Hälfte der Fourierspektren von $\frac{N}{2} \Delta f$ bis $(N-1) \Delta f$ identisch mit den Werten von $-\frac{N}{2} \Delta f$ bis $-\Delta f$).

Abb. 11 (nächste Seite): Eine Serie von Dirac-Funktionen und darunter deren Fouriertransformierte. Die Serie weist im Zeitbereich ein $\Delta t = 0.0016$ s auf. Die Transformierte hat folgerichtige Maxima im 625 Hz-Abstand.



"Netzbrumm" im EMG-Signal:

Ein reiner Sinus mit $\lambda = T_0$ Schwingungsdauer ist Fourier-transformiert ein einziges Maximum exakt an der Sinusfrequenz. Das Beispiel der Abb. 12 ist ein Sinus mit $\lambda = 0.02$ s d.h. ein 50 Hz Sinus. Das entspricht der Stromnetzfrequenz, die in abgeleiteten EMGs mehr oder weniger deutlich zu identifizieren ist.

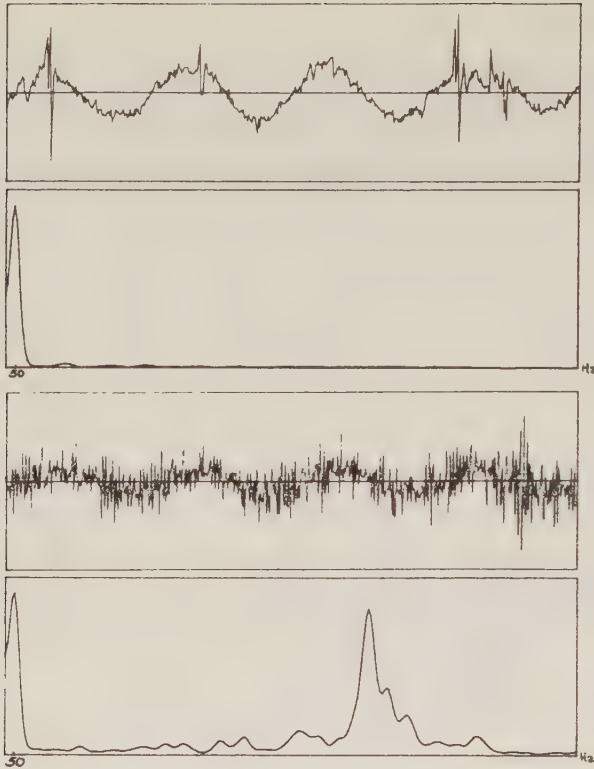


Abb. 12: Netzbrumm in EMGs. Die 50 Hz-Komponente ist im Zeitsignal mehr oder weniger gut zu erkennen. In den Leistungsspektren findet sich immer ein eindeutig zu identifizierendes Maximum bei $f = 50$ Hz.

Reversibilität der FFT:

Die Transformation vom Zeit- in den Frequenzbereich kann durch die inverse Transformation rückgängig gemacht werden, d.h., das Zeitsignal $x(t)$ kann aus $X(f,T)$ identisch rekonstruiert werden (vgl. Abb. 13!). Die Abb. 13 zeigt ein isoliertes Fibrillationspotential, das an verschiedenen Stellen der Stichprobenzeit T transformiert wird. Die beiden mittleren Kurven sind jeweils der Real- und Imaginärteil der komplexen Amplitude $X(f,T)$. Wie man sieht hat die Position einer Funktion zwar Einfluß auf die Transformierte nicht aber auf die Rekonstruktion des Ausgangssignals.

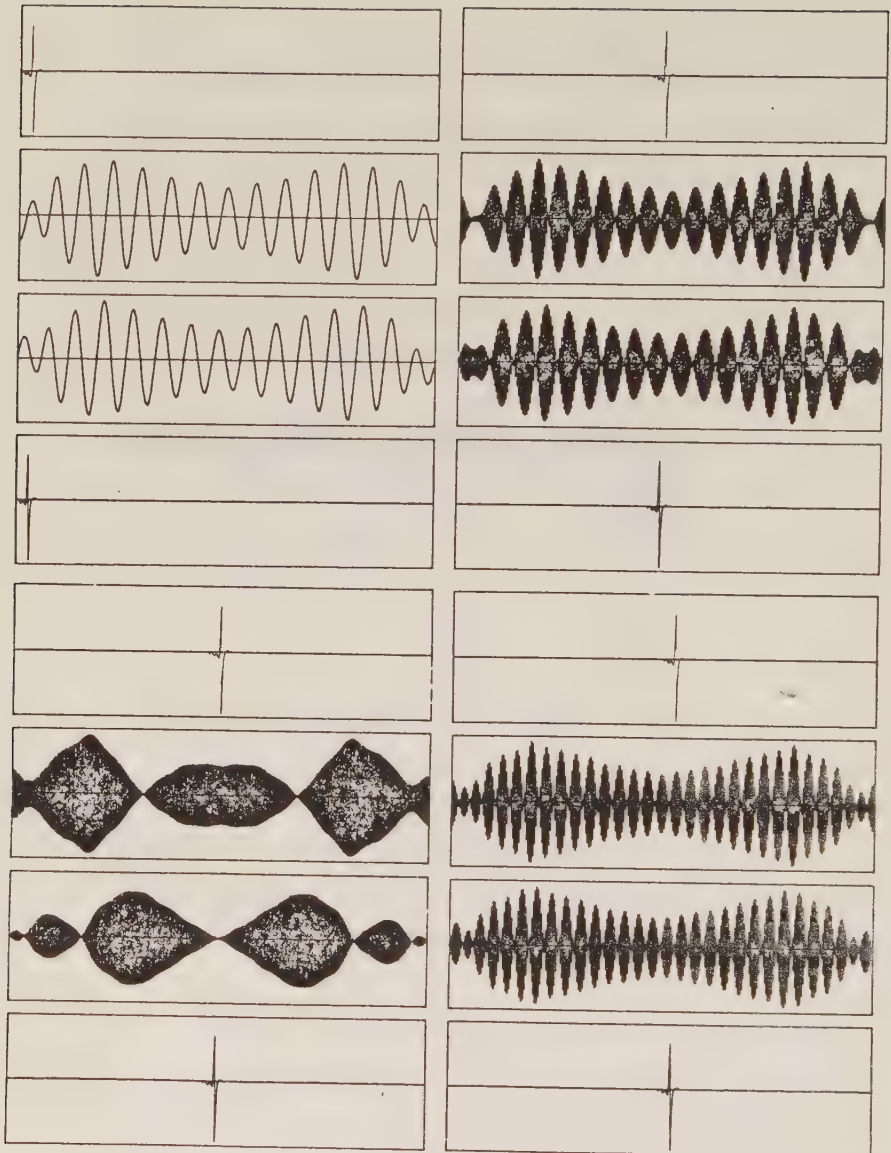


Abb. 13: Fourier-Hin- und Rücktransformation. Vier verschiedene Positionierungen des Signals mit dem Einfluß der Position auf die Real- und Imaginärteile im Frequenzbereich.

1.2.2.3. Vorbereitungen zur FFT.

Darunter sind Operationen zu verstehen, die vor der eigentlichen Parameterberechnung systematische Fehler, die aus der Datenstruktur resultieren, ausschließen oder korrigieren sollen.

Detrending:

Einfache Fälle linearer Nichtstationarität können korrigiert werden. Für das jeweilige Datensample werden die Regressionsmittelwerte berechnet und von den Sampledaten subtrahiert. Die Berechnung der Regressionsgeraden erfolgt mit dem gängigen Algorithmus. Die Behandlung komplizierterer Fälle von Nichtstationarität erfordert spezielle Methoden (Bendat and Piersol 1971).

Mittelwertsubtraktion:

Der Mittelwert über die gesamte Zeit T muß Null sein. Ist diese Bedingung nicht erfüllt, resultieren bei verteilungsgebundenen Auswerteverfahren Fehler. Bei der FFT wird Normalverteilung mit Mittelwert Null vorausgesetzt. Andernfalls erscheint bei $f = 0.0$ ein relatives Maximum, das je nach Ausprägung die gesamte Datenstruktur stört und beispielsweise den Wert der Gesamt-Leistung des Zeitsignals um ein Vielfaches verfälschen kann. Dieser unerwünschte Effekt wird durch Errechnung des arithmetischen Mittels über die Zeit T und seiner Subtraktion von jedem Stichprobenwert vermieden.

Korrektur des Stichprobeneffektes:

Wird aus einer fortlaufenden analogen Zeitreihe eine Stichprobe gezogen und diese digitalisiert, so hat man es statt einer in der Folge mit drei multiplikativ verknüpften Funktionen zu tun (vgl. Abb. 14!).

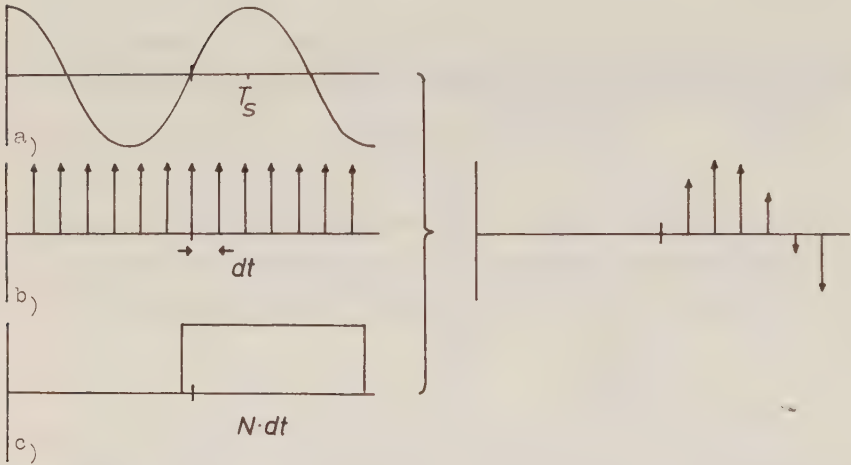


Abb. 14: Digitalisierung als Multiplikation dreier Funktionen.

Die zu transformierende Funktion ist im Beispiel eine Sinusfunktion: a). Aufmultipliziert werden δ -Funktionen im Abstand Dt : b) und das "Zeit-Fenster" oder "boxcar-function" mit der Länge $T = N \cdot Dt$: c).

Tapering: Die Ziehung einer endlichen Stichprobe bedeutet formal die Multiplikation einer Rechtecksfunktion (Abb. 14c) der Form

$$r(x) = 1 \text{ für } \frac{-Dt}{2} < x < T_0 - \frac{Dt}{2}$$

$$= 0 \text{ sonst.}$$

Die Rechteckfunktion hat zwei Effekte:

- Sie dehnt das Hauptmaximum der Transformatierten und
- sie fügt eine Anzahl relativer Maxima hinzu.

Diesen Fehler nennt man "leakage". Er kann grundsätzlich im Zeit- oder Frequenzbereich kompensiert werden. Im Zeitbereich benützt man statt der "boxcar-function" spezielle Gewichtsfunktionen wie etwa das "cosine-tapering" der Abb. 15.

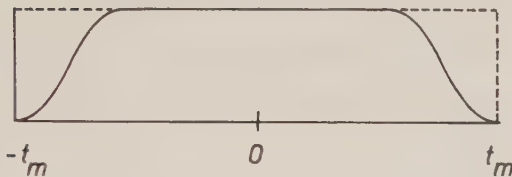


Abb. 15: Cosinus-"taper-window". Die Multiplikation von Cosinus an die Enden des Zeitfensters reduziert den "leakage"-Fehler.

Das gebräuchlichste Zeitfenster ist das "Hanning-window" nach Tukey (Bendat and Piersol 1971) mit der Vorschrift

$$\begin{aligned}
 r_{t_m}(t) &= 0 && \text{für } t < -t_m \\
 &= \frac{1}{2} \left(1 + \cos\left(\frac{\pi t}{t_m}\right) \right) && \text{für } -t_m \leq t \leq t_m \\
 &= 0 && \text{für } t > t_m .
 \end{aligned}$$

Hanning reduziert die artifiziellen Nebenmaxima der Spektren auf unter 2% des Hauptmaximums (Otnes and Enochson 1972).

Die in den Rechnerprogrammen dieser Arbeit benützte Prozedur zur "leakage"-Reduktion besteht darin, die Originalzeitreihe an beiden Enden des Zeitfensters

zu "tapern". D.h., es wird auf jeweils ca. $\frac{1}{10}$ der Daten ein Cosinus multipliziert. Berücksichtigt werden muß, daß die Fourierspektren dabei ihre numerischen Werte verändern. Deshalb muß, um die authentischen Werte zu erhalten, mit dem Faktor 1.143, d.h. dem Amplitudenunterschied zwischen dem Rechteck- und dem Cosinusfenster korrigiert werden. Bei einem Datenfenster von 512 Punkten hieße das, einen Cosinus über 50 Punkte links und rechts zu konstruieren. Andere Zeitfenster sind z.B. das Bartlett-Fenster mit

$$r(t) = 1 - \frac{|t|}{t_m}$$

oder das Parzen-Fenster mit

$$r(t) = 1 - 6\left(\frac{t}{t_m}\right)^2.$$

Bei speziellen Problemstellungen kann die unterschiedliche Gewichtung der komplementären Fehlereinflüsse Schätzvarianz versus systematischen Fehler bei der Fouriertransformation eine Rolle spielen.

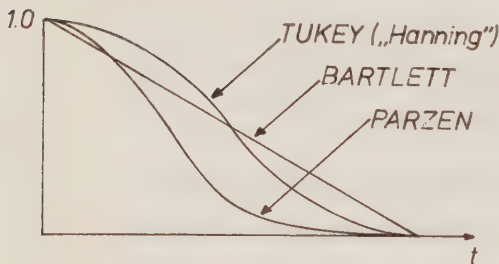


Abb. 16: Drei Beispiele für Zeitfenster zur Schätzfehlerreduktion Fourier-transformierter endlicher Stichproben.

-Funktion:

Wie in Abb. 14b gezeigt, ist die Fouriertransformierte der Sampling-Funktion mit Intervallen der Länge Dt wieder eine δ -Funktion mit Abständen $1/Dt$. Das bedeutet praktisch, daß alle $X(f,T)$ bei $Dt = 0.0002$ s Maximas bei $f = 0$ Hz und $f = 5000$ Hz aufweisen. Zusammenfassend wird die Korrektur des Zeitfenstereffektes in Abb. 17 dargestellt.

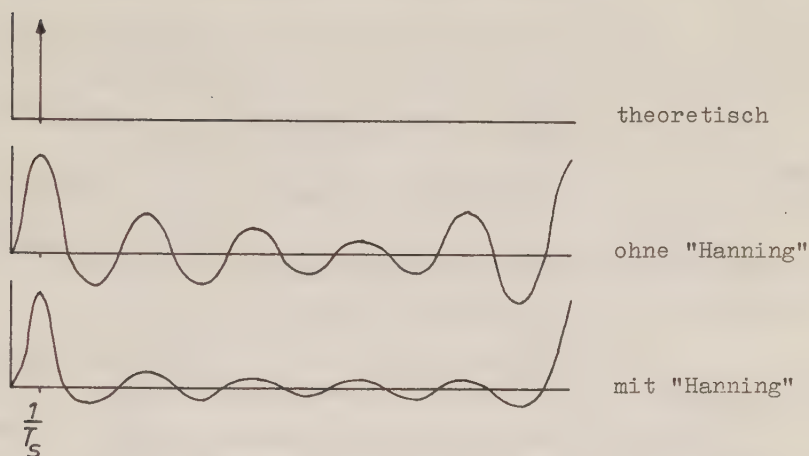


Abb. 17: "Hanning"-Effekt. Korrektur des Zeitfenstereffektes an der Fourier-Transformierten einer Sinusfunktion.

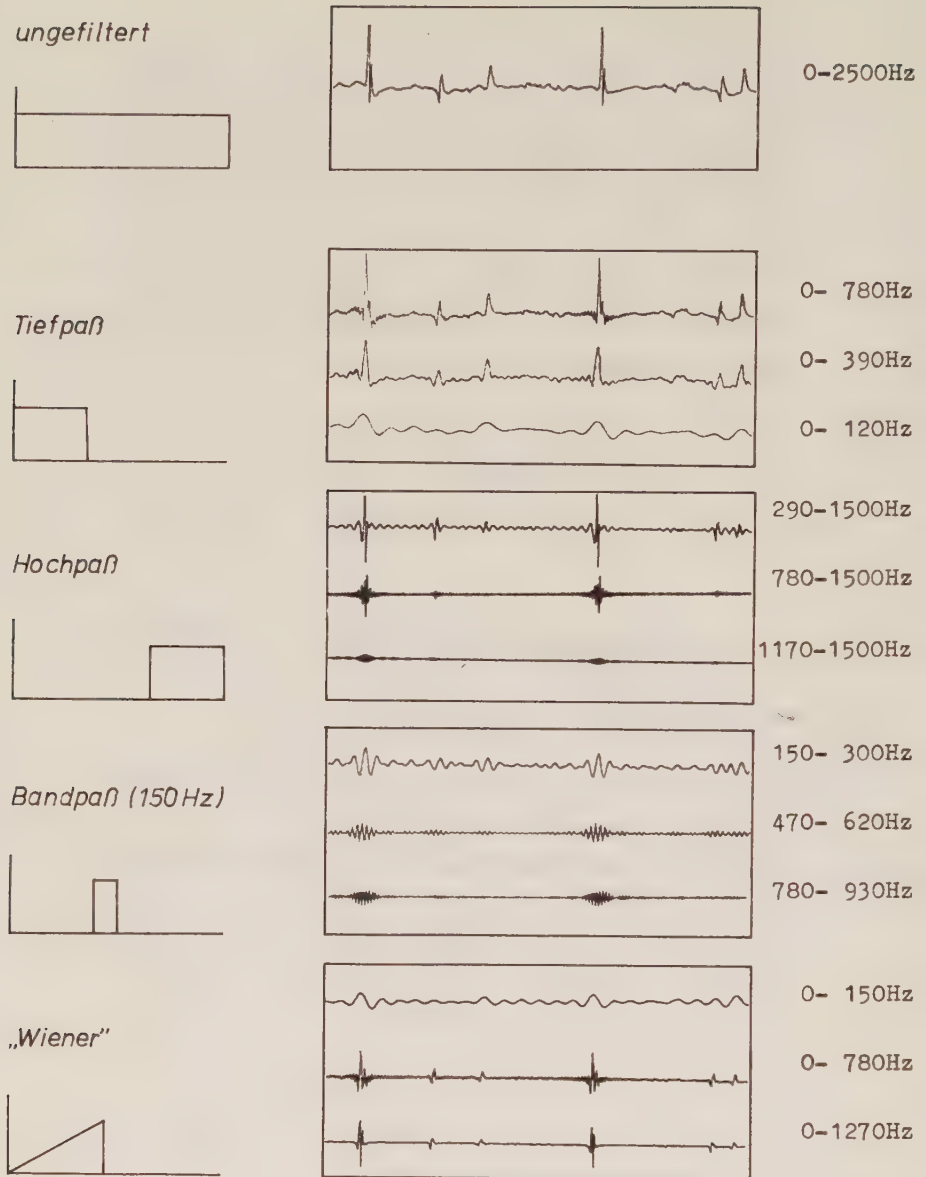


Abb. 18: Filterung im Frequenzbereich. Vier Filterformen in je drei Frequenzbreiten und ihr Einfluß auf ein EMG-Beispiel (HNO-Daten).

Frequenzfilter:

Eine zweite Form, systematische Fehler auszugleichen, zugleich auch eine heuristische Methode, sind Filteroperationen im Frequenzbereich. Die Filterungen werden durch geeignete Gewichtsfunktionen am Amplituden- und/oder Phasenteil von $X(f,T)$ durchgeführt. Die Effekte verschiedener Filtercharakteristiken werden in Abb. 18 dargestellt.

Zusammenfassung des Abschnitts 1.2.2.3.:

Biologischen Daten ist eine relativ hohe Variabilität eigen. Es wurden Möglichkeiten behandelt, Quellen dieser Variationen zu erkennen und soweit möglich zu korrigieren. Wie bei jedem stochastischen Prozeß bleibt auch nach Bereinigung situativer und methodischer (systematischer) Varianzen eine Reststreuung, in der der Wert $w(t)$ geschätzt werden muß.

Dank der geschaffenen standardisierten Ausgangsbedingungen sind aber objektive Auswerteverfahren möglich, die inter- und intraindividuelle Vergleichsuntersuchungen mit numerischen Unterschiedsmaßen bei genügender Reliabilität gestatten, denn "... inter- and even intraobserver reliability is not so high as is desirable in clinical work." (Remond 1968 4A-42).

1.2.2.4. Möglichkeiten zur Parameterschätzung aus bioelektrischen Zeitreihen.

Um umfangreiches Datenmaterial aus bioelektrischen Zeitreihen mit wenigen Parametern zu charakterisieren, sind folgende Verfahren vorgeschlagen worden (Remond 1968):

Amplitudenanalyse: Z.B. Amplitudenhistogramme (vgl. Wigand et al. 1968).

Periodometrie: Z.B. Intervallhistogramme (vgl. Spreng et al. 1968, Wigand et al. 1972, Lee 1973, White 1973).

Frequenz- und Amplitudenanalyse: Spektraldarstellung des Zeitsignals (vgl. Cenkovich und Gersten 1963, Kadefors 1973a und b, Ridder und Hölzendorf 1977).

Mustererkennung: Hierzu gibt es Ansätze mit linearen und nicht linearen Methoden (vgl. Yeager and Callaway 1961, Hayward and Willison 1973, Lee and White 1973 etc.).

Korrelationsanalyse: (Vgl. z.B. Kaiser et al. 1973, Person and Kudina 1968).

Im Abschnitt 1.3. werden die letzten drei der oben genannten Methoden diskutiert, an einigen selbst-entworfenen Verfahren und Beispielen illustriert und vor allem die praktische Anwendbarkeit getestet.

1.3. Konkrete Verfahren zur Parameterschätzung aus bioelektrischen Zeitreihen.

Im folgenden Abschnitt werden drei Verfahren entworfen und diskutiert, mit denen Elektromyogramme parametrisiert werden sollen. Das erste, die Korrelationsanalyse bildet in gewisser Hinsicht die Basis für die beiden anderen. Der hier verwendete Ansatz zur Mustererkennung benützt im Gegensatz zu den in 1.2.2.4. zitierten Verfahren ausschließlich lineare Transformationen. Die Spektralanalyse wurde spätestens 1954 bereits im Zusammenhang mit der Auswertung von Elektromyogrammen erwähnt.

1.3.1. Korrelationsanalyse.

Es werden der allgemeine Algorithmus, die daraus entwickelte Prozedur für digitale Rechner und drei Anwendungsbeispiele gezeigt.

1.3.1.1. Methodik.

- Rechenvorschrift:

Die Autokorrelation berechnet korrelative Zusammenhänge zwischen Zeitpunkten ein und derselben Zeitreihe: Wieweit hängt der Meßwert jetzt mit dem vor τ Sekunden zusammen? Die Korrelation besteht dabei nicht zwischen konkreten Punkten auf der Zeitachse, die unabhängige Variable ist vielmehr die Zeitdistanz zwischen allen Punkten t und $t + \tau$. Die Korrelation errechnet sich als die Summe aller Produkte

$$x(t) \cdot x(t + \tau)$$

gemittelt über die Gesamtzeit. Formalisiert lautet

die Autokorrelation

$$R_x(\tau) = \frac{1}{T} \int_0^T x(t) x(t + \tau) dt$$

Ein wichtiger Wert ist $R_x(0)$. Vorausgesetzt $m = 0$, ist $R_x(0)$ die Varianz der Stichprobe. Die Wurzel aus $R_x(0)$ heißt auch rms-Wert ("root mean square"). Eine der Haupteigenschaften der Autokorrelation liegt in der Identifizierung deterministischer periodischer Anteile in Zeitreihen. Wie in 1.1.1.1. erwähnt, ist die rhythmische Wiederholung von Potentialen unter Umständen ein pathologischer Befund. Zum Beispiel treten positive scharfe Wellen oder Fibrillationen nach Denervierung oft regelmäßig mit einer Periode von 1/10 bis 1/50 Hz auf.

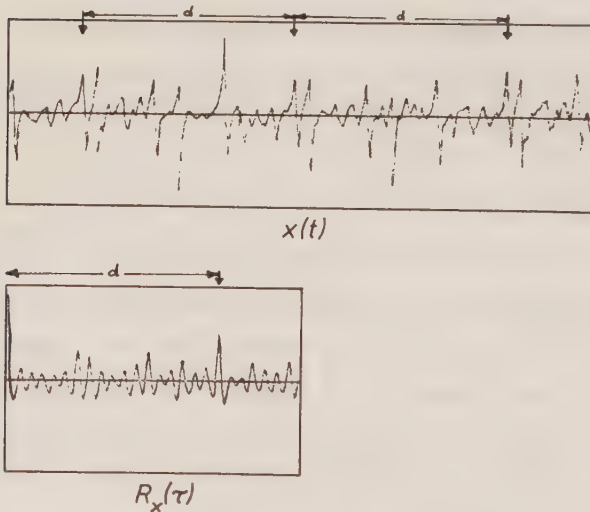


Abb. 19: Periodisches Kehlkopf-EMG und seine Autokorrelation. Die Periodik in $x(t)$ tritt in $R_x(\tau)$ als relatives Maximum in Erscheinung. (HNO-Daten).

Im Beispiel der Abb. 19 ist der Rhythmus nicht auf den ersten Blick zu erkennen. Die Autokorrelation aber weist deutlich ein relatives Maximum bei $\tau = 0.036$ s auf, was einer Periode von $1/28$ Hz entspricht. Der Korrelationskoeffizient ist dabei ca. $R_x(0.036) = 0.5$.

Rechnerprozedur:

Praktisch erfolgt die Schätzung der Korrelationsfunktion mit einer Subroutine aus der LSP-Bibliothek. Die Vorschrift dabei lautet

$$R_x(\tau, T) = 1/T \int_0^T x(t) \cdot x(t + \tau) \cdot dt$$

Aus rechenökonomischen Gründen erfolgt die Berechnung via FFT aus $x(t)$ und Multiplikation der Transformierten mit ihrer Konjugiert-komplexen.

Die direkte Berechnung des Faltungsintegrals benötigt $N \cdot l$ Rechenoperationen. Dabei ist l die "lag"-Zahl, d.h. die Zahl der zu korrelierenden Intervalle innerhalb der Zeitreihe $x(t)$, wobei $0 \leq l \leq N-1$.

Über die FFT beträgt die Geschwindigkeit im Vergleich zur Standardmethode $\frac{1}{8p}$ (mit $N = 2^p$) (Bendat and Piersol 1971). Die hier untersuchten Stichproben haben eine Länge von $N = 512 = 2^9$. Mit einer Zeitersparnis von etwa $\frac{6}{7}$ beträgt die Rechenzeit auf der PDP-11 trotzdem noch ungefähr 2 Sekunden.

Kreuzkorrelation:

Analog zur Autokorrelation lassen sich Korrelationen über variable Zeitintervalle auch zwischen verschie-

denen Zeitreihen $x_1(t)$ und $x_2(t)$ herstellen. Die Korrelation mit der Vorschrift

$$R_{x_1 x_2}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} x_1(t) \cdot x_2(t + \tau) dt$$

heißt Kreuzkorrelation.

1.3.1.2. Drei Anwendungsbeispiele der Zeitkorrelationen.

Konfidenzintervall signifikanter Periodizitäten:

Wie erwähnt gelingt mit der Autokorrelation die Identifizierung rhythmischer Wiederholungen von Mustern (Kaiser and Petersen 1965). Entsprechend bildet sich eine Sinuskomponente in $x(t)$ auch in $R_x(\tau)$ aus, wobei $f_0 = 1/t_0 = 1/\tau_0$.

Bleibt zu klären, ob die Periodik signifikant aus dem Signal zu extrahieren ist. Ziel ist weiterhin, eine vergleichbare Größenangabe darüber zu machen.

Eine praktisch informationslose Zeitreihe als Antithesis stellt das sog. Weiße Rauschen dar. Seine Autokorrelationsfunktion besteht ausschließlich aus dem Varianzanteil bei $\tau = 0$. Bei Schätzung der Autokorrelation durch eine Stichprobe mit $N < \infty$ entsteht die Schätzvarianz

$$\text{var } R_x(\tau) = \frac{2R^2(0)}{N}$$

(Schwartz and Shaw 1975, Bendat and Piersol 1971).

Das heißt aus $R(0)$ und N ist ein Konfidenzintervall für die Hypothese, das Signal ist Weißes Rauschen, zu bestimmen. Liegen Werte außerhalb des Intervalls, ist die Hypothese "Weißes Rauschen" abzulehnen.

Dieser Test ist eine orientierende Abschätzung ohne

weitere Annahmen. Als Vergleichsmöglichkeit zwischen mehreren Zeitreihen ist er sicher brauchbar (Abb. 20).

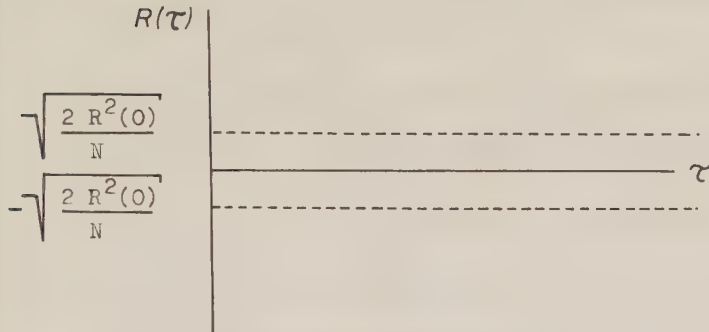


Abb. 20: Konfidenzintervall der Hypothese "Weißes Rauschen".

Werte von $R_x(\tau)$ außerhalb der Markierung sind nicht signifikant. Vgl. auch Abb. 21!

Voraussetzung ist die Standardisierung der Korrelationswerte. Die Korrelation bei $\tau = 0$ entspricht in folgender Weise der Stichprobenvarianz s_x^2 :

$$R_x(0) = \left(\frac{N-1}{N} \right) s_x^2.$$

Bei großem N , z.B. $N = 512$, ist der N -Term zu vernachlässigen.

Standardisierte Korrelationswerte erhält man nach der Vorschrift

$$R_x^*(\tau) = \frac{R_x(\tau)}{R_x(0)}.$$

Dabei ist

$$-1 \leq R_x^*(\tau) \leq +1.$$

Weil $R_x(0) = 1$, beträgt das Konfidenzintervall für standardisierte Werte

$$-\frac{2}{N} \leq R_x^*(\tau) \leq \frac{2}{N} \approx 0.06 = 1/16.$$

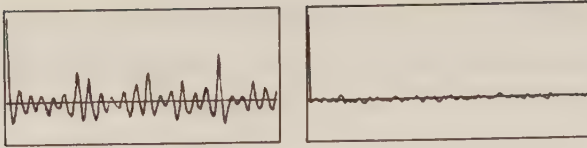


Abb. 21: Autokorrelation aus Abb. 19 im Vergleich mit der Autokorrelation von Weißem Rauschen.

Synchronizität von Muskelpotentialen:

Außer der Messung der Periodizität in der Zeit ist es nützlich, die Synchronizität im Raum zu messen. Das heißt, es soll das Maß des Gleichtaktes von Muskelfasern innerhalb eines definierten Muskelareals gemessen werden. Diese Synchronizität ist in Abhängigkeit vom Abstand der ableitenden Elektrode ein Hinweis auf pathologische Befunde (Person and Kudina 1967). Das Phänomen der Vikariierung ist damit, evtl. einer Quantifizierung zugänglich. Auch das z.B. bei der Amyotrophen Lateralsklerose auftretende synchrone Faszikulieren verschiedener motorischer Einheiten kann zuverlässig entdeckt werden (Ruprecht 1974). Es kann versucht werden, klinische Paresegrade mit der Höhe der Kreuzkorrelation in Verbindung zu bringen. Person and Kudina leiten simultan zwei EMGs in definiertem Abstand 30mm ab. Der Abstand zweier Nadelelektroden muß groß genug sein, um Überlappungen ihres elektrischen Feldes zu vermeiden (vgl. 1.2.1.2.). Bei Nadelelektroden verringerte sich die Spikeamplitude mit dem Logarithmus des Abstandes linear (vgl. 1.2.1.1.). Den in diesem Zusammenhang interes-

sierenden Kreuzkorrelationskoeffizienten erhält man nach der Vorschrift

$$R_{x_1, x_2}^*(\tau) = \frac{R_{x_1, x_2}(\tau)}{R_{x_1}(0) R_{x_2}(0)} .$$

Bemerkenswert ist, daß Person und Kudina bei ihren Untersuchungen signifikante Korrelationen bis zu

$R_{x_1, x_2}^*(\tau) = 0.7$ fanden.

Messung der Nervenleitgeschwindigkeit:

Bei definiertem Elektrodenabstand läßt sich mit Hilfe der Kreuzkorrelation die Nervenleitgeschwindigkeit bestimmen. Nach dem Prinzip der evozierten Potentiale können beliebig gesetzte Reize mit Reizantworten beliebiger Art korreliert werden. Das Maximum der Kreuzkorrelation zeigt direkt die Laufzeit und damit auch die Geschwindigkeit an.

1.3.2. Mustererkennung.

Die automatische Suche von isolierten EMG-Mustern mittels Rechnerprogrammen erfordert Identifikation und numerische Analyse der Ähnlichkeit.

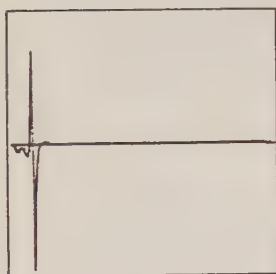
Die Amplitudenverteilung in einer Stichprobe ist im statistischen Sinne zufällig. Ein großer Teil der Varianz entsteht durch die Apparatur, die Ableitetechnik, die Beschaffenheit des Muskels, die Lage der Elektrode und ähnliches mehr. Je kleiner die relativen Amplituden, desto weiter von der Elektrode entfernt wird die zugehörige Muskelfaser angenommen, und desto höher ist die Wahrscheinlichkeit der Ausbildung von Summenpotentialen, deren Komponenten durch einfache Formvergleiche nicht zu identifizieren sind. (vgl. Wigand 1968). Die hohe Variabilität der Muster stellt die Hauptschwierigkeit der einfachen Mustererkennung dar. Interessant ist im Grunde nur der Bereich sehr hoher Amplituden, wo man davon ausgehen kann, daß es sich um konstante Formen von Potentialen einzelner Muskelfasern handelt.

Grob kann man drei Ansätze zur Erkennung von EMG-Mustern unterscheiden:

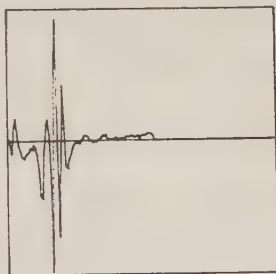
3.2.1. Referenzmuster:

Hierunter kann man unterscheiden zwischen exemplarischen Mustern, synthetisierten Mustern und Algorithmen, die alle vorgefundenen Muster katalogisieren.

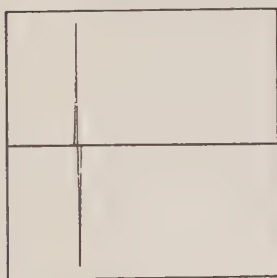
- Exemplarische Muster: Eine einfache Möglichkeit, Vergleichsmuster zu erhalten, ist die Verwendung von typisch erscheinenden Potentialformen aus gespeicherten EMGs. In Abb. 22 ist a) ein Fibrillationsmuster, b) ein polyphasisches Potential.



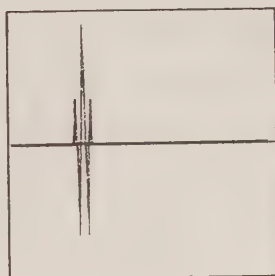
a



b



c



d

Abb. 22: Beispiele von Referenzmustern zur Mustererkennung.

a) und b) sind authentische, c) und d) deren digital synthetisierte Pendants.

- Synthetisierte Muster: Um von den Besonderheiten ausgewählter Beispiele zu abstrahieren, ist es günstig, gemäß den Durchschnittswerten aus der Literatur künstliche Muster zu kreieren. Nach den Angaben von Liberson (1961) entstanden die Beispiele c) und d) der Abb. 22.
- Selbstsuchende Algorithmen: Die eleganteste, rechen-technisch allerdings auch schwierigste Methode ist die Identifizierung und Katalogisierung aller in einer Stichprobe auftauchenden Potentiale. Jedes Muster, das nicht einem bereits katalogisierten Muster ähnelt, dient in der Folge als Referenzmuster.

1.3.2.2. Eingeführte Verfahren.

In den heute gebräuchlichen Verfahren wird jeweils mit leichten Variationen die Amplitude und Anstiegssteilheit eines Potentials als Vergleichskriterium herangezogen (Yeager and Callaway 1961, Hayward and Willison 1973, Lee and White 1973). Im Automaten der Firma DISA werden die Algorithmen der genannten Autoren benützt. Potentiale unter 100 μ V Amplitude bleiben meistens außer Betracht.

1.3.2.3. Kreuzkorrelation zur Mustererkennung.

Eine lineare Methode ohne willkürliche Schwellenwertsetzungen kann die Kreuzkorrelation liefern.

Dabei wird das Referenzmuster gleichsam als Maske über die zu beurteilende Stichprobe geschoben und zu jedem Zeitpunkt t_0 aus T ein Korrelationskoeffizient wie in 1.3.1.2. bestimmt. Das Verfahren ist unter dem Begriff "matched filtering" in der Literatur beschrieben (Remond 1968, Bendat and Piersol 1971).

Maxima in der Korrelationsfunktion gibt es aber nur dann, wenn das gesuchte Potential in seiner Amplitude mit der des Referenzmusters übereinstimmt. Es gelingt also nur die Ortung eines bestimmten Potentials nicht aber die Bestimmung eines Ähnlichkeitsmaßes im selben Durchgang.

Hat das Referenzmuster sein Maximum bei t_R und liegt das Maximum der Korrelationsfunktion bei τ_R , so bedeutet in dem hier verwendeten Verfahren, daß ein Potential bei $t_R - \tau_R$ identifiziert wurde. Aus rechen-technischen Gründen muß das Referenzmuster dieselbe Länge T wie das zu untersuchende EMG aufweisen. Man hilft sich indem man das kurze Referenzmuster mit Nullen ergänzt. Auch dann sind die Varianzen der beiden Zeitreihen noch sehr ungleich; außerdem sind bezüglich des Referenzmusters die statistischen Voraussetzungen aus 1.1.2. nicht gegeben. Der hier eingeschlagene Weg benützt daher eine Korrelation zur Ortung in Frage kommender Potentiale. Erst im zweiten Schritt werden

die Muster anhand eines Ähnlichkeitskriteriums verglichen. Abb. 23 zeigt zwei Beispiele von Kreuzkorrelationen.

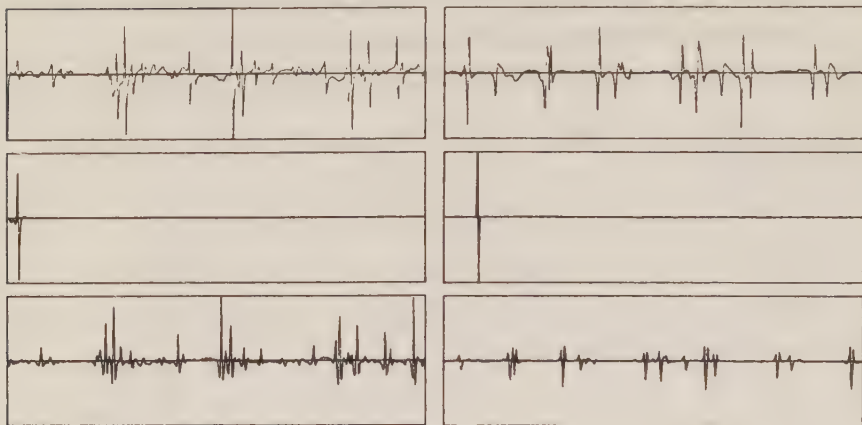


Abb. 23: Kreuzkorrelationen. Zwei EMGs (HNO-Daten) mit den korrelierten Referenzmustern und den daraus resultierenden Korrelationsfunktionen. NB: Das rechte Beispiel zeigt, daß bei phasenverkehrten Mustern die Korrelation negative Werte annimmt.

Als Ähnlichkeitsmaß zweier Muster kann die Summe der Abweichungsquadrate oder in der Kreuzkorrelation die Symmetrie des Funktionsverlaufes in der Umgebung des Maximums verwendet werden.

Abb. 24 zeigt exemplarisch beim Vergleich kongruenter Potentiale eine an der entsprechenden Stelle symmetrische Korrelationsfunktion.

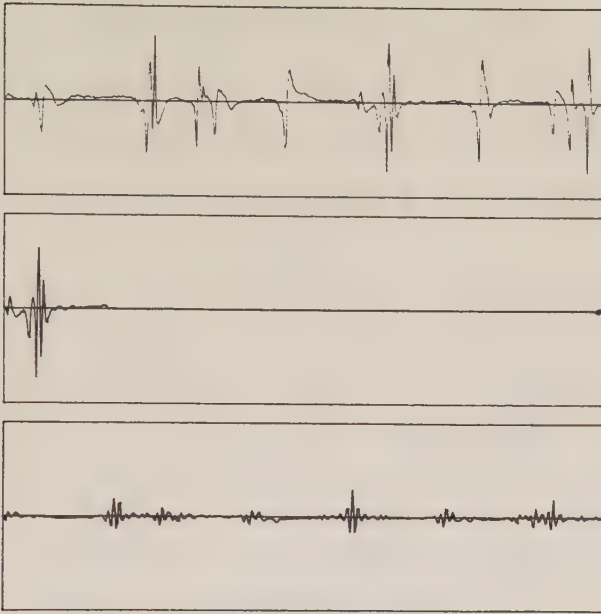
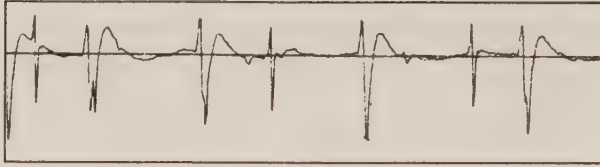


Abb. 24: Symmetrie der Korrelationsfunktion als Ähnlichkeitskriterium. Der Korrelationsverlauf an der Stelle $t_R - \tau_R$ ist in der gesamten Breite des Referenzmusters streng symmetrisch. (HNO-Daten).

Abb. 25 gibt das Protokoll eines vollständigen Musterforschungsprogrammes wieder. Um wie oben ausgeführt die statistischen Voraussetzungen zu gewährleisten, wurde zweifach korreliert. Gesucht und gefunden wurden die drei Fibrillationsmuster. Das im Protokoll auftauchende "MUST2.EMG" ist eines der im Rechner katalogisierten Referenzpotentiale.



JR BICORA
TIPPE DATENFILE
STEI.101

27-MAR-80 2-TE OL REGENERATIONSPOT.

512 KANA'LE
TIPPE DATENFILE

MUSTER.EMG

MUSTER 2
WILLKU*RPOTEN
512 KANA'LE
21
22
67
68
97
163
164
165
166
223
224
304
305
306
397
440
441
442
509
510
511

URGEGEBENES MUSTER: 0 400 512 0-400-512 0 0 0 0 0 0 0 0
DAS MUSTER BEI 44 MSEC KORRELIERT MIT DEM PROBLEMUSTER ZU 0.875
DAS MUSTER BEI 448 MSEC KORRELIERT MIT DEM PROBLEMUSTER ZU 0.884
DAS MUSTER BEI 794 MSEC KORRELIERT MIT DEM PROBLEMUSTER ZU 0.909

5 WURDEN 3 MUSTER IDENTIFIZIERT
END

Abb. 25: Rechnerprotokoll eines Mustererkennungsprogrammes.

Es wird das oben beschriebene Verfahren benützt, wobei als Ähnlichkeitsmaß die standardisierte quadrierte Abweichungssumme gilt.

1.3.3. Spektralanalyse.

Jahre vor der erwähnten Katalogisierung von Potentialformen durch Liberson (1961), etwa in der Zeit als der FFT - Algorithmus gefunden wurde, gab es Überlegungen zu den Frequenzeigenschaften des EMG-Signals z.B. bei Buchthal et al. (1954).

Das heuristische Prinzip dabei besteht nicht in der Betrachtung wahrscheinlich pathognomonischer Einzelpotentiale sondern basiert auf der Annahme, daß das von der Elektrode aus dem Muskel abgeleitete Potential die Summe einer Reihe in verschiedener Entfernung um die Elektrode gruppierter aber in gleicher Weise physiologisch oder pathologisch reagierender Muskelfasern oder Muskelfasergruppen ist.

Wesentlich dabei ist, daß Potentiale aller Amplituden, auch wenn sie vom reinen Aspekt her im Grundrauschen verborgen oder in einem komplexen Summenpotential aufgegangen sind, zur Identifikation einer charakteristischen Frequenzkonstellation beitragen.

Die dazu auszuführenden Operationen sind lineare Transformationen des EMG's $x(t)$. Der Informationsverlust ist dabei kalkulierbar.

Die von Wigand (1968) angeführten Haupthindernisse für eine Computerauswertung von Elektromyogrammen bestehen bei dieser Methode nicht:

- Die Interferenzstruktur des EMG's ist ebenso analysierbar wie Einzelpotentiale. Der Natur der Methode nach kann im Gegenteil der Anteil eines Grundmusters im

Interferenz-EMG quantifiziert werden.

- Nichtstationaritäten der von Wigand beschriebenen Art sind durch einfache Maßnahmen zu identifizieren und zu eliminieren.

Theoretische Überlegungen zur Brauchbarkeit der Fourier-Methode zur EMG-Auswertung findet man u.a. bei Dumermuth (1968), Kadefors et al. (1973a und b), Agarwal (1975). Besprochen werden etwa bei Kadefors die Probleme des Schätzfehlers und seiner Reduktion bei der Spektrumsberechnung, wobei die Theorie von Bendat und Piersol (1966) auf ihre Anwendbarkeit in der EMG-Diagnostik hin untersucht wird. Die Bemerkungen zur generellen Aussagekraft der Methode decken sich mit den Überlegungen in 1.1.2.1. und 1.1.2.2. .

Einen weiteren Gesichtspunkt, der durch die linearen Auswerteverfahren mit gewährleistet wird, formulieren Kadefors et al. so: "The values measured can be stored, collected and compared to results arrived at elsewhere at other times.". Aus den bisherigen Ergebnissen aus Validierungsuntersuchungen von EMG-Spektren (vgl. 1.1.2.2.) ziehen Kadefors et al den Schluß: "It is possible to draw conclusions of physiological interest from spectral measurements.".

Die Methode ist auf den ersten Blick ein großer Schritt weg von der herkömmlichen Art der EMG-Interpretation durch Betrachtung von Einzelpotentialen. Jedoch auch im herkömmlichen Untersuchungsrepertoire gibt es eine zur hier diskutierten Frequenzanalyse vergleichbare Methode: Bei der Beurteilung von akustisch wiederge-

gegebenen EMG-Abläufen gibt neben der Amplituden-
charakteristik (z.B. bei Myotonien) auch die Frequenz-
charakteristik dem Untersucher diagnostische Hinweise
(z.B. bei Faszikulationen und Fibrillationen).

1.3.3.1. Rechenverfahren.

Abb. 26 gibt einen Überblick über die verwendeten
Rechenverfahren, ihre Beziehung untereinander sowie
die in dieser Arbeit gebrauchte Notation.

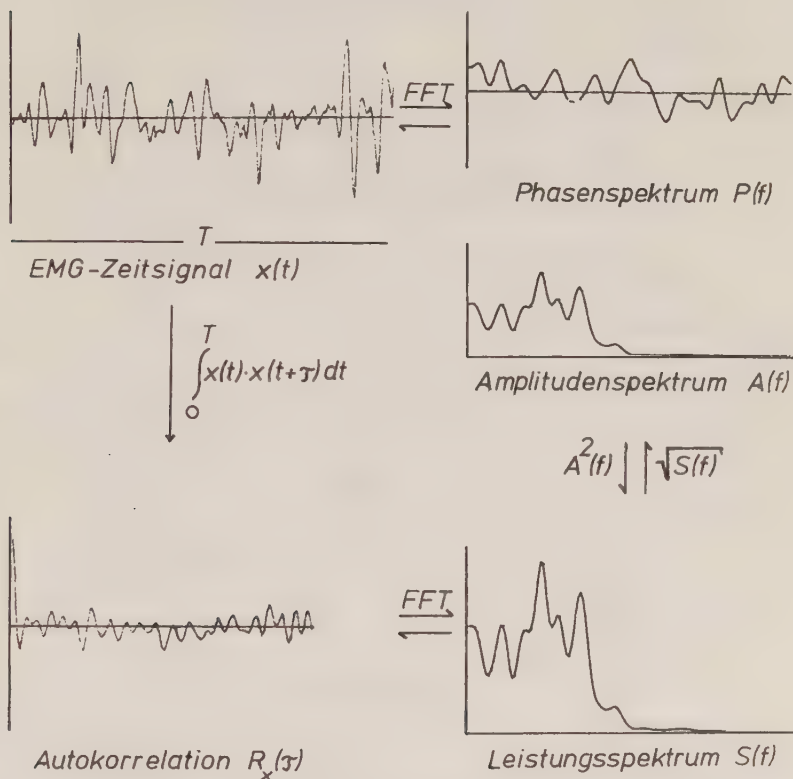


Abb. 26 (nach Desmedt 1974): Die Beziehung Zeit- - Frequenzbereich.
Ein Facialis-EMG (HNO-Daten) und
seine möglichen Transformationen.

Die Fouriertransformierte von $x(t)$ ist $X(f,T)$. Für $X(f,T)$ gelten folgende Beziehungen:

$$|X(f,T)|^2 = X_R^2(f,T) + X_I^2(f,T) ,$$

d.h. die komplexe Transformierte hat einen Realteil X_R und einen Imaginärteil X_I . Daraus wird durch

$$A(f) = \sqrt{X_R^2(f) + X_I^2(f)} \quad \text{und} \\ P(f) = \arctan \frac{X_I(f)}{X_R(f)}$$

das Amplituden- und Phasenspektrum von $x(t)$.

(Vgl. Abb. 27!)

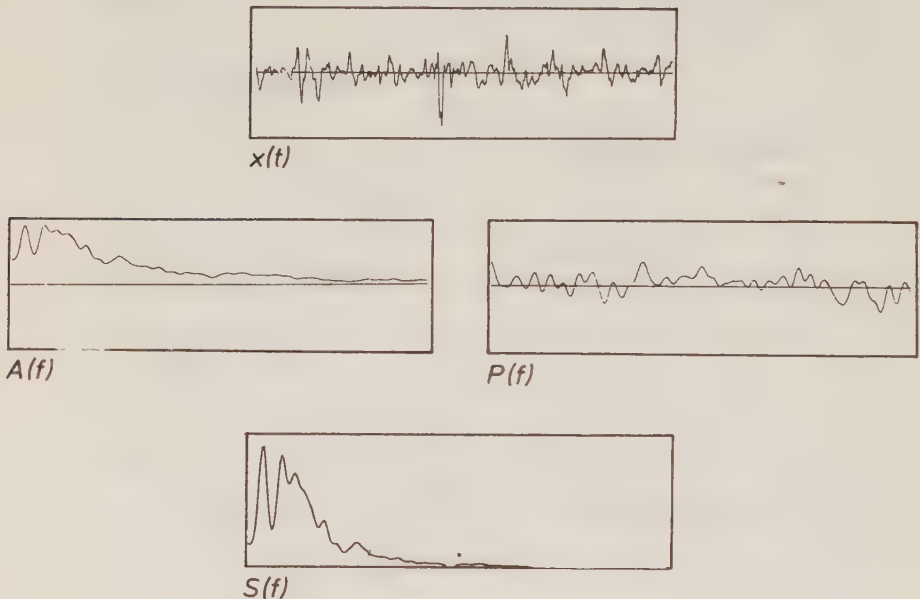


Abb. 27: Die Zeitfunktion $x(t)$, ihr Amplitudenspektrum $A(f)$ und Phasenspektrum $P(f)$, sowie das Leistungsspektrum $S(f)$. (HNO-Daten).

1.3.3.2. Schätzung des Leistungsspektrums $S(f)$ aus $x(t)$.

Der Schätzfehler:

Das Elektromyogramm $x(t)$ wird näherungsweise als stationärer, gaußischer Zufallsprozeß betrachtet (vgl.

1.1.2.3.). Will man die für diesen Prozeß charakteristischen Parameter des Leistungsspektrums $S(f)$ bestimmen, so gilt folgende Beziehung:

$$S(f) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \mathbb{E} [|X(f, T)|^2] ,$$

d.h., daß das tatsächliche Spektrum $S(f)$ gleich dem Erwartungswert $\mathbb{E}$ der FFT ist, wenn die Stichprobenzeit T unendlich groß wird. In der Praxis stehen nur kleine T zur Verfügung, so daß Fehlervarianzen entstehen, und deshalb nur eine Schätzung $\hat{S}(f)$ von $S(f)$ möglich ist:

$$\hat{S}_N(f) = \frac{1}{T} |X(f, N \Delta t)|^2 = X_R^2(f, T) + X_I^2(f, T) .$$

$\hat{S}(f)$ ist damit die Summe zweier normalverteilter und quadrierter Variablen. Denn wenn $x(t)$ normalverteilt ist, sind auch die linearen Transformationen X_R und X_I normalverteilt.

Damit ist jede Frequenzkomponente $\hat{S}_N(f_0)$ der Schätzung $\hat{S}_N(f)$ χ^2 -verteilt.

$$\frac{\hat{S}_N(f_0)}{S(f_0)} = \frac{\chi^2}{2} \quad \text{mit 2 Freiheitsgraden } n = 2df.$$

("df": "degrees of freedom")

Anzumerken ist also, daß eine evtl. Vergrößerung des Stichprobenumfanges N nur die Zahl der Frequenzkomponenten vermehrt, der Schätzfehler jeder einzelnen Komponente aber nicht kleiner wird. $\hat{S}_N(f)$ ist dennoch

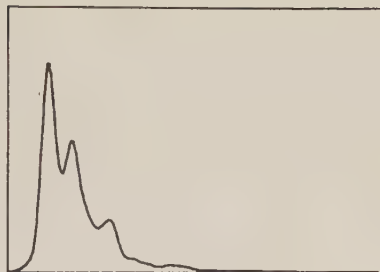
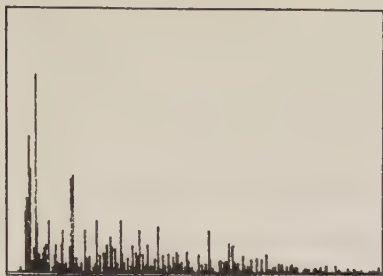
keine inkonsistente Schätzung von $S(f)$, da die im statistischen Sinne gezogene Stichprobe eigentlich aus K Ensembles besteht, aus denen an einem Punkt t_0 je ein Wert entnommen wird; in den hier demonstrierten Fällen ist $K = 1$. Bei periodischen Daten verbessert sich aber die Schätzung erwartungsgemäß mit wachsendem N . Dieser Sachverhalt ist bei einigen Anwendungen von Bedeutung. Der Schätzfehler ist mathematisch das Verhältnis der Standardabweichung der Schätzung zur Schätzgröße selbst. Die Schätzgröße selbst ist wie gezeigt χ^2_2 -verteilt mit zwei Freiheitsgraden. Das heißt, ihre Varianz ist $2n$ bei Mittelwert n . Für den Schätzfehler gilt dann

$$\epsilon = \frac{\sigma[\hat{S}_N(f)]}{S(f)} = \frac{\sqrt{2n}}{n} = 1 \quad \text{mit } n = 2df,$$

$$\text{d.h., } \text{var} [\hat{S}_N(f)] = \frac{2}{n} \cdot S^2(f).$$

Der Meßfehler ist damit ebenso groß wie die Meßgröße. Mit anderen Worten: Der Signal-Rausch-Abstand beträgt 0 dB. Die im unkorrigierten Spektrum enthaltene Varianz ist also nur zur Hälfte Signal, zur anderen Hälfte Fehlervarianz. Schwartz und Shaw (1975) empfehlen, die Fehlervarianz durch Glättungsprozeduren zu senken.

Abb. 28 (nächste Seite): Fehlervarianzreduktion durch Glättung.
 Ungeglättetes und durch 20-faches
 "moving average" geglättetes Leistungs-
 spektrum. (HNO-Daten).



Systematischer Fehler (Bias):

Schätzt man das Spektrum $S_N(f)$ aus einer Zeitfunktion $x(t)$ anhand einer Stichprobe des Umfanges N , dann ist der Gesamtfehler der Schätzung

$$\mathfrak{E} \left[(\hat{S}_N(f) - S(f))^2 \right] = \text{var} \left[\hat{S}_N(f) \right] + \text{bias} \left[\hat{S}_N(f) \right]^2 .$$

Im einzelnen ist die Schätzvarianz der Erwartungswert der quadrierten Differenz der Schätzung $\hat{S}_N(f)$ von ihrem Erwartungswert:

$$\text{var} \left[\hat{S}_N(f) \right] = \mathfrak{E} \left[(\hat{S}_N(f) - \mathfrak{E} \left[\hat{S}_N(f) \right])^2 \right] .$$

Der systematische Fehler (Bias) ist die ohne Meßvarianz bestehen bleibende Differenz der Schätzung zum fiktiven wahren Wert $S(f)$:

$$\text{bias} \left[\hat{S}_N(f) \right] = \mathfrak{E} \left[\hat{S}_N(f) - S(f) \right] .$$

Weil sich die Meßvarianz zum systematischen Fehler reziprok verhält (Schwartz and Shaw 1975), ist sie durch radikales Glätten des Spektrums nicht zu eliminieren, ohne daß die Schätzung durch den wachsenden Bias wertlos wird. Denn im Gegensatz z.B. zur Korrelationsfunktion ist die Schätzung von $S_N(f)$ nicht Bias-frei, d.h.:

$$\varepsilon \left[\hat{S}_N(f) - S(f) \right] \neq 0.$$

Bei gegebenem N kann also die Varianz nur auf Kosten des Bias und vice versa reduziert werden. Schon bei der Wahl des Zeitfensters der Stichprobe (vgl. 2.2.2.3.) soll das berücksichtigt werden, da sich die verschiedenen Filterformen vor allem in Hinblick auf das Verhältnis Varianz zu Bias unterscheiden.

Zwar schlagen Schwartz und Shaw vor, den Biasanteil gleich dem Varianzanteil zu machen, ferner bieten sie ein Kriterium für die dazu probate Stichprobenwahl an, im vorliegenden Fall aber, in dem der wahre Wert $S(f)$ für kein f_0 exakt bestimmbar ist, der Biasanteil damit unbekannt bleibt, genügt eine moderate Glättung bei Anerkennung der Problematik.

Glättung:

Glättungsoperationen können sowohl über die Frequenz als auch bei konstanter Frequenz über die Stichproben eines Ensembles durchgeführt werden. Die Stichprobe mit der Länge N kann in p beliebig viele Abschnitte mit Länge $\frac{N}{p}$ geteilt und einzeln transformiert werden. Die Glättung erfolgt durch abschnittsweise Mittelwertbildung an jedem f_0 . Mit wachsendem p steigt der Biasanteil und vice versa (d.h., die Schätzung ist "asymptotisch biasfrei"). Im vorliegenden Fall ist die Stichprobenlänge $\frac{N}{p}$ mit $p = 1, 2, \dots$ durch die Kapazität des Rechners und Sachzwänge vonseiten der EMG-Muster auf $\frac{N}{p} = 512$ optimiert.

Die Glättung wird zunächst über die Frequenz mittels gleitendem Mittelwert durchgeführt. Durch Zwischenspeicherung der erhaltenen Spektren kann auch eine Ensemble-Mittelung durchgeführt werden, etwa um Validierungshypothesen zu prüfen.

Die exakte numerische Varianzreduktion anzugeben, gelingt nur bei Weißem Rauschen. FMG-Daten aber sind meistens autokorreliert (vgl. 1.3.1.2.). Näherungsweise beträgt die Varianzreduktion dann

$\text{var } \hat{S}_N^p(f) \approx 1/p \text{ var } \hat{S}_N(f)$ (Schwartz & Shaw 1975),
wenn über p Frequenzen gemittelt wird.

Ferner gilt

$$\text{var } \hat{S}_N(f) \approx \frac{\hat{S}_N(f)}{B_e T} \quad (\text{Bendat \& Piersol 1971}).$$

Mittelung über p Frequenzabschnitte vergrößert demnach das Frequenzfenster B_e (kleinstes meßbares Frequenzintervall) um das p -fache. Enge Gipfel in $S(f)$ werden nicht mehr erkannt. Die varianzreduzierte Schätzung ist ebenfalls approximativ χ^2_2 -verteilt jedoch mit

$$n = 2 B_e T \text{ df}.$$

1.3.3.3. Test zur Schätzung der statistischen Äquivalenz zweier Spektren.

Konfidenzintervall:

Ziel ist, ein Konfidenzintervall um das wahre Spektrum $S(f)$ zu bestimmen. Die Überlegungen aus 1.1.2.2. sollen damit realisiert werden: Messungen, die unter sauberen experimentellen Bedingungen durchgeführt wurden, sollen intra- und interindividuelle Vergleiche ermöglichen. Oben wurde festgestellt, daß die Schätzungen $X(f, T)$, aus denen $\hat{S}_N(f)$ berechnet wird, χ^2 -verteilt sind. Will man zwei unabhängige Schätzungen für $S(f)$ vergleichen, so gilt zunächst:

$$\begin{aligned}\hat{S}_{1N}(f_0) &= S_1(f_0) \frac{\chi^2_{2p_1}}{p_1} \quad \text{und} \\ \hat{S}_{2N}(f_0) &= S_2(f_0) \frac{\chi^2_{2p_2}}{p_2} \quad .\end{aligned}$$

Dabei ist f_0 eine beliebige diskrete Frequenzkomponente, p_1 und p_2 bedeuten die Anzahl der gemittelten Frequenzkomponenten in $\hat{S}_1(f)$ und $\hat{S}_2(f)$ gemäß 1.3.2.2.. Zur Konstruktion einer Prüfgröße (Bendat and Piersol 1971, Berg unveröffentlicht) wird zuerst der Quotient

$$\frac{\hat{S}_1(f)}{\hat{S}_2(f)} = \frac{\chi^2_{2p_1}}{\chi^2_{2p_2}} \cdot \frac{p_2}{p_1} \quad \text{gebildet.}$$

Diese Größe ist F-verteilt mit den Freiheitsgraden $2p_1$ und $2p_2$.

Eine neue Variable Q ist folgendermaßen definiert:

$$Q_{p_1, p_2} := \log \frac{\hat{S}_1(f_0)}{\hat{S}_2(f_0)} = \log F_{2p_1, 2p_2} \quad .$$

Die Prüfgröße ist die Summe der quadrierten Logarithmen. Aufgabe ist, die zugehörige statistische Verteilung als Prüfverteilung zu ermitteln.

Da alle Q_{p_1, p_2}^2 gleich verteilt sind, gilt für die Stichprobengröße $N = 512$ der Zentrale Grenzwertsatz der Statistik: Die Summe der Q_{p_1, p_2}^2 ist danach normalverteilt mit den Parametern:

$$\sum_{i=1}^N Q_{p_1, p_2}^2 \approx y \left[N \cdot \mu_{p_1, p_2}, N \cdot \sigma_{p_1, p_2}^2 \right] \quad .$$

Dabei ist

$$\mu_{p_1, p_2} = E \left[Q_{p_1, p_2}^2 \right] \quad \text{der Mittelwert und}$$

$$\sigma_{p_1, p_2}^2 = E \left[Q_{p_1, p_2}^4 - \mu_{p_1, p_2}^2 \right] \quad \text{die Varianz.}$$

μ und σ^2 sind also abhängig von den Glättungsindices p .

Dabei sind drei Fälle zu unterscheiden:

1. $p_1 = p_2 = 1$
2. $p_1 = 1, p_2 > 1$
3. $p_1 > 1, p_2 > 1$.

Ferner wird eine für die Konfidenzschätzung praktikable Größe definiert, die standardnormalverteilt ist:

$$D = \frac{\frac{\sum Q_{p_1, p_2}^2}{N} - \mu_{p_1, p_2}}{\frac{\sigma_{p_1, p_2}}{\sqrt{N}}} = y \left[0, 1 \right] \quad .$$

Mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ sind die Spektren gleich, wenn

$$z_{\frac{\alpha}{2}} = -1.96 \leq D \leq 1.96 = z_{1-\frac{\alpha}{2}}.$$

Das heißt 5 % der diagnostischen Entscheidungen werden obwohl sie zutreffen abgelehnt (Fehler erster Art oder α -Fehler).

Die Verteilung unter der Bedingung der Gültigkeit der Nullhypothese $\hat{S}_1(f) = \hat{S}_2(f)$ wurde als die Verteilung D aller D_α bestimmt.

Um die falsch positiven Ergebnisse quantitativ zu erfassen, muß die Verteilung der D_α unter der Bedingung $\hat{S}_1(f) \neq \hat{S}_2(f)$ bzw. $\hat{S}_1(f) - \hat{S}_2(f) = \Delta$ mit $\Delta \neq 0$ bestimmt werden. Die Herleitung dieser Verteilung erfolgt analog der Verteilung unter der Nullhypothese (Berg unveröffentl.). Dabei zeigt sich, wie die Verteilung von Δ sowie den Mittelungskoeffizienten p_1 und p_2 abhängt.

1.3.3.4. Entscheidungstheoretischer Ansatz.

Eine Weiterung der obigen Überlegungen erfolgt durch entscheidungstheoretische Betrachtungen. Dabei wird berücksichtigt, daß falsche Entscheidungen objektiv oder subjektiv abschätzbaren Schaden anrichten, weil falsche diagnostische Entscheidungen zu falschen therapeutischen Maßnahmen und evtl. anderen Konsequenzen führen. $S_1(f)$ sei z.B. ein im Laufe vieler Untersuchungen gefundenes hochvalides Spektral-"feature" einer zur Dekompressionsoperation anstehenden Facialisparesie. $\hat{S}_2(f)$ wird aktuell bei einem erkrankten Patienten abgeleitet. Die Entscheidungsmatrix sieht dann folgendermaßen aus:

	Operieren !	Konservativ behandeln !
$S_1(f) = S_2(f)$	Treffer W_T	Falsch Negative W_{FN}
$S_1(f) \neq S_2(f)$	Falsch Positive W_{FP}	Korrekte Abweisungen W_K

Abb. 29: Entscheidungsmatrix. "W" steht für Wert der Entscheidung unter den angegebenen Bedingungen.

Die Matrix der W heit "pay-off"-Matrix und beinhaltet eine Skalierung der Konsequenzen der vier anfallenden Ergebnisteile. Dabei sind etwa bei Malignomen Konstellationen vorstellbar, in denen falsch negative Entscheidungen, also flschlich abgelehnte Operationen, wesentlich gravierendere Konsequenzen htten als "falsch positiv" angestzte Operationen, nach denen sich etwa histologisch der Malignomverdacht nicht besttigt.

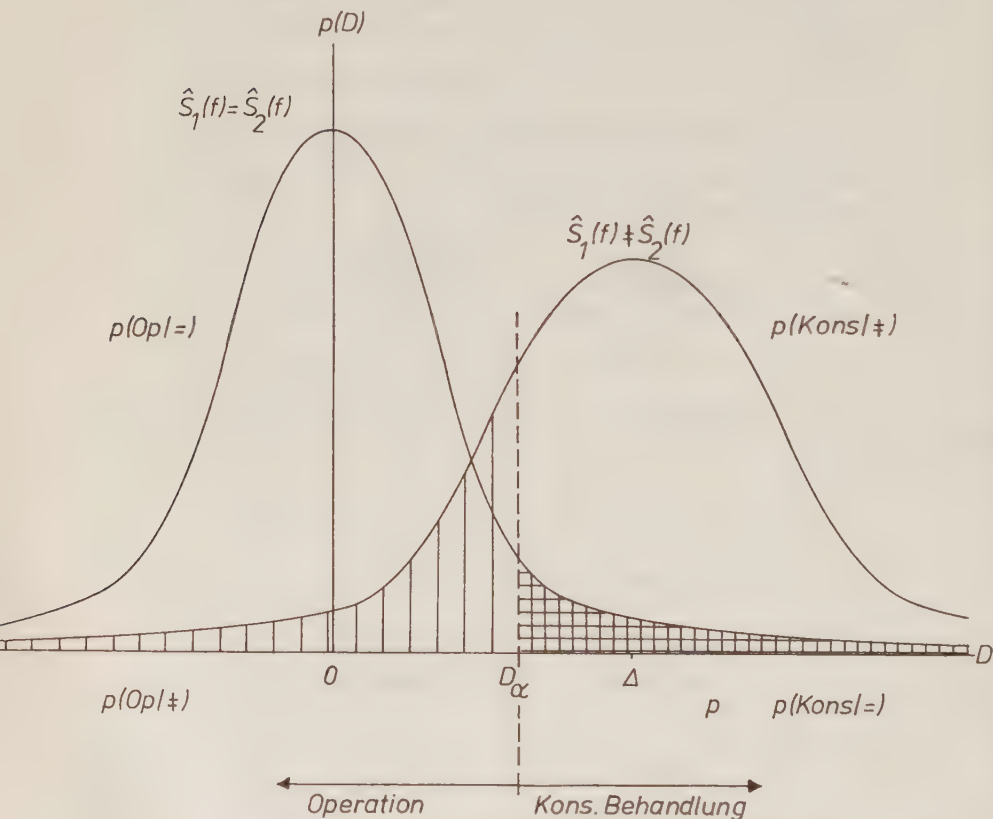


Abb. 30: Bedingte Wahrscheinlichkeiten. Einflu der Entscheidung D_α auf falsch-posit. und falsch-negat. Ergebnisse.

In Abb. 30 sind die Wahrscheinlichkeiten, daß eine Operation stattfindet unter der Bedingung $S_1(f) = \hat{S}_2(f)$ (formalisiert: $p(\text{Op.}|=)$), die diagnostischen Treffer, die $p(\text{Kons.}|=)$ die korrekten Zurückweisungen operativer Therapie, $p(\text{Op.}|=)$ die falsch positiven und $p(\text{Kons.}|=)$ die falsch negativen Entscheidungen.

Die diagnostische Entscheidung wechselt an einem festgesetzten D_α ("Cut-off"), wobei das Verhältnis der Treffer zu den falsch Positiven abhängig von Δ , d.h. der Trennschärfe der Untersuchung und der gesetzten Irrtumswahrscheinlichkeit, variiert.

Die Festlegung von α und damit des Verhältnisses der richtigen zu den falsch positiven Entscheidungen, erfolgt am besten durch entscheidungstheoretische Überlegungen. Als Entscheidungsprinzip gilt die Maximierung folgender Erwartungswerte:

$$E(\text{Op.}|D_\alpha) = p(=|D_\alpha) \cdot W_T + p(\neq|D_\alpha) \cdot W_{FP} \quad (1)$$

$$E(\text{Kons.}|D_\alpha) = p(=|D_\alpha) \cdot W_{FN} + p(\neq|D_\alpha) \cdot W_K \quad (2)$$

W_{FP} und W_{FN} sind ihrer Natur nach meist negative Werte.

Die Entscheidungsregel ist nun, daß

$$E(\text{Op.}|D_\alpha) = E(\text{Kons.}|D_\alpha) \quad (3)$$

sein soll, falls $S_2(f)$ gegen $S_1(f)$ als Operationsindikation geprüft werden soll.

Aus (1), (2) und (3) folgt

$$\frac{p(=|D_\alpha)}{p(\neq|D_\alpha)} \geq \frac{W_K - W_{FP}}{W_T - W_{FN}} := \beta.$$

β heißt auch "likelihood-ratio" und ist gleich dem

Quotienten der Ordinatenwerte der Verteilung $p(D \mid =)$ und $p(D \mid \neq)$ an der Stelle D_{α} .

Die Wahrscheinlichkeiten $p(= \mid D_{\alpha})$ und $p(\neq \mid D_{\alpha})$ sind unbekannt. Die oben berechneten Wahrscheinlichkeitsdichten geben Werte für $p(D_{\alpha} \mid =)$ und $p(D_{\alpha} \mid \neq)$.

Mit Hilfe des Bayes'schen Theorems werden die gesuchten Wahrscheinlichkeiten ermittelt:

$$p(= \mid D_{\alpha}) = \frac{p(D_{\alpha} \mid =) \cdot p(=)}{p(D_{\alpha})} \quad \text{und}$$

$$p(\neq \mid D_{\alpha}) = \frac{p(D_{\alpha} \mid \neq) \cdot p(\neq)}{p(D_{\alpha})} .$$

Die Wahrscheinlichkeit $p(D_{\alpha})$ kürzt sich. Die Wahrscheinlichkeiten $p(D_{\alpha} \mid =)$ und $p(D_{\alpha} \mid \neq)$ werden aus den beiden jeweils unter der Bedingung $S_1(f) = S_2(f)$ und $S_1(f) \neq S_2(f)$ bestimmten Verteilungen mit dem Abszissenwert D_{α} errechnet.

Die Wahrscheinlichkeiten $p(=)$ und $p(\neq)$ d.h.

$p(S_1(f) = S_2(f))$ und $p(S_1(f) \neq S_2(f))$ sind klinische apriori-Werte, die zunächst mit je 0.5 angesetzt werden. Auf Grund klinischer Erfahrungen mit der Methode können sich diese komplementären Wahrscheinlichkeiten gegeneinander verschieben und mit der Zahl der Untersuchungen die diagnostische Entscheidung laufend verbessern ("rekursiver Bayes").

Als Entscheidungsregel mit ausschließlich bekannten Größen gilt dann:

$$\frac{p(D_{\alpha} \mid =)}{p(D_{\alpha} \mid \neq)} \geq \frac{p(=)}{p(\neq)} \cdot \beta .$$

Eine ROC ("receiver operating characteristic") zeigt übersichtlich die statistischen Verhältnisse. Durch eine Auswahl der Testgenauigkeit durch Δ respektive δ , sowie der Festlegung des Pay-off durch β erhält man als Abszissenwert der ROC die optimale Strategie in Form eines $(1 - \alpha)$ -Signifikanzintervalls für D und damit für das aktuell gemessene Spektrum $\hat{S}_2(f)$ bezüglich Operationsindikation. Die Nutzen/Schaden-Relation der diagnostischen Entscheidung wird damit auf der Basis der vorhandenen Information optimiert.

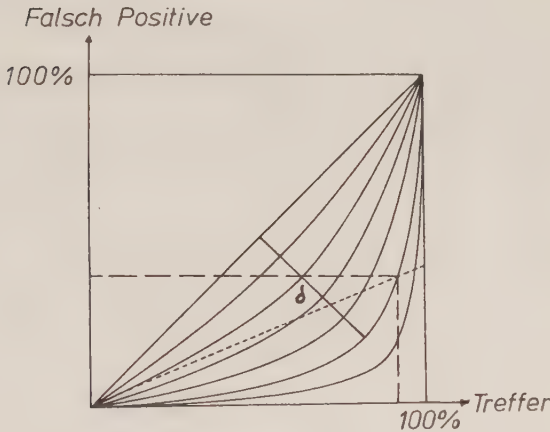


Abb. 31: Receiver operating characteristic (ROC).

Im Beispiel ist ein β -Wert von 0.25 angenommen.

D.h., daß, wenn man 92% Treffer anvisiert, man mit 40% falsch positiven Entscheidungen zu rechnen hat.

Die Differenz der Mittelwerte der Verteilungen $p(D| =)$ und $p(D| \neq)$ wird standardisiert: $\delta = \frac{\Delta}{p(D| \neq)}$.

Folgendermaßen geht man praktisch vor:

Gegeben ist für jedes Mittelungskoeffizientenpaar p_1, p_2 eine ROC.

Durch Aufstellen einer Schadensmatrix erhält man β und damit eine Gerade mit Steigung β in einer ROC als ersten geometrischen Ort des optimalen Entscheidungspunktes. Zweiter geometrischer Ort sind die von Δ abhängigen Testcharakteristikkurven in der betreffenden ROC. Der Schnittpunkt der Geraden mit Steigung β mit der durch Δ gegebenen ROC-Kurve ist die unter Verwertung der verfügbaren Information optimale Entscheidungsstrategie.

Für den Fall $p_1 = p_2 = 1$ wurden die ROCs von Berg und Kupka (unveröffentlicht) berechnet. Es ist selbstverständlich, daß sich die gesamte Prozedur mittels Rechner automatisieren läßt.

1.3.3.5. Entwicklung einer Testanordnung.

Bis auf weiteres muß davon ausgegangen werden, daß die geschätzten Spektren von einer Reihe Imponderabilien, wie Sitz und geometrische Eigenschaften der Elektroden und anderen numerisch unbekannten Faktoren, abhängen. Bevor umfangreiche Validierungen vorliegen, ist es wahrscheinlich günstig, sämtliche unbekannte Faktoren durch das Testdesign eines simultanen Seitenvergleichs zu eliminieren. Zumindest für das EMG im Kopf-Hals-Bereich bietet sich diese Form an, da die meisten motorischen Funktionen dort normalerweise symmetrisch geschehen.

Die weitere Idee ist, durch insgesamt vier Messungen, auf beiden Seiten und in zwei definierten Muskelzuständen (Abb. 33), statistische Vergleiche der Muskelaktionen durchführen zu können.

Durch einfache Signale am Rechnerterminal werden je zwei simultane Messungen ausgelöst, die nach kurzer Rechenzeit statistische Parameter der Muskelzustände liefern. Der in 1.3.3.3. entwickelte Test wird dabei viermal ausgeführt.

Die Abb. 32 zeigt eine beidseitige Ableitung aus den Mm. postici. Laut Protokoll lag eine linksseitige Parese vor. Die vier Ableitungen wurden in diesem Fall sukzessive durchgeführt, so daß die Amplituden der Spektren die Gesamtleistungsrelation nicht wiedergeben. Das eindeutige Frequenzverhalten jedoch ist eindrucksvoll!

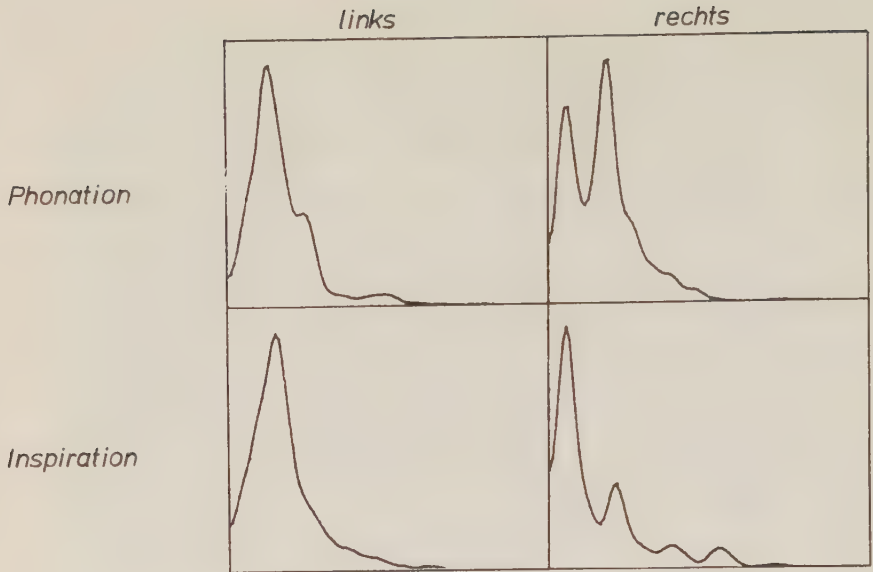


Abb. 32: Beidseitige Ableitung aus den Mm.cricothyroideus post. (Stimmritzenöffner) bei Phonation und inspiration. (HNO-Daten). Nur das Frequenzverhalten kann hier beurteilt werden, da die Amplituden auf Vollausschlag normiert wurden. Bei Inspiration ergibt sich rechts eine Aktivitätskomponente bei ca. 70 Hz , die links fehlt.

Abb. 33 (nächste Seite): Beispiele für Möglichkeiten der Anwendung der simultanen beidseitigen Ableitung und des vierfachen Äquivalenztestes.

Zum Beispiel für :

rechts	links
Ruhe	Ruhe
Aktion	Aktion

Periphere Paresen
Spontanaktivität
Myopathien

rechts	links
Aktion Anfang	Aktion Anfang
Aktion Ende	Aktion Ende

Myasthenie

rechts	links
Gespeichertes u. evtl. gemittelte Potentiale	Gespeicherte evtl. gemittelte Potentiale
aktuelles Vergleichspot.	aktuelles Vergleichspot.

Regenerationsverlauf
Bei hoher Validität
direkte Diagnose

Agonist	Antagonist
Aktion	Ruhe
Ruhe	Aktion

Zentrale Störungen

M. voc.	Mikrophon
" a "	" a "
" i "	" i "

Physiologische
Fragestellungen

1.3.3.6. Rechnerprogramme.

Es steht ein System von fünf Rechnerprogrammen für die PDF - 11 mit verschiedenen Optionen der Datenspeicherung und -ausgabe (Magnetplatte, Drucker, Plotter) zur Verfügung (Abb. 34).

Die Programme werden mit den in der Abb. 34 aufgeführten Programmnamen aufgerufen. Es schaltet sich daraufhin ein Dialogsystem ein, das vom Benutzer alle erforderlichen Daten abfragt.

Im gegenwärtigen Stand des Programmes sind Möglichkeiten zur Ergänzung vorgesehen. Sollte ein zusätzlicher Parameter sich im Laufe von Versuchen als relevant erweisen, kann dessen Algorithmus ohne weiteres in das Programm eingefügt werden. Die Ausgabe erfolgt über vorbereitete Stellen einer Parametertabelle.

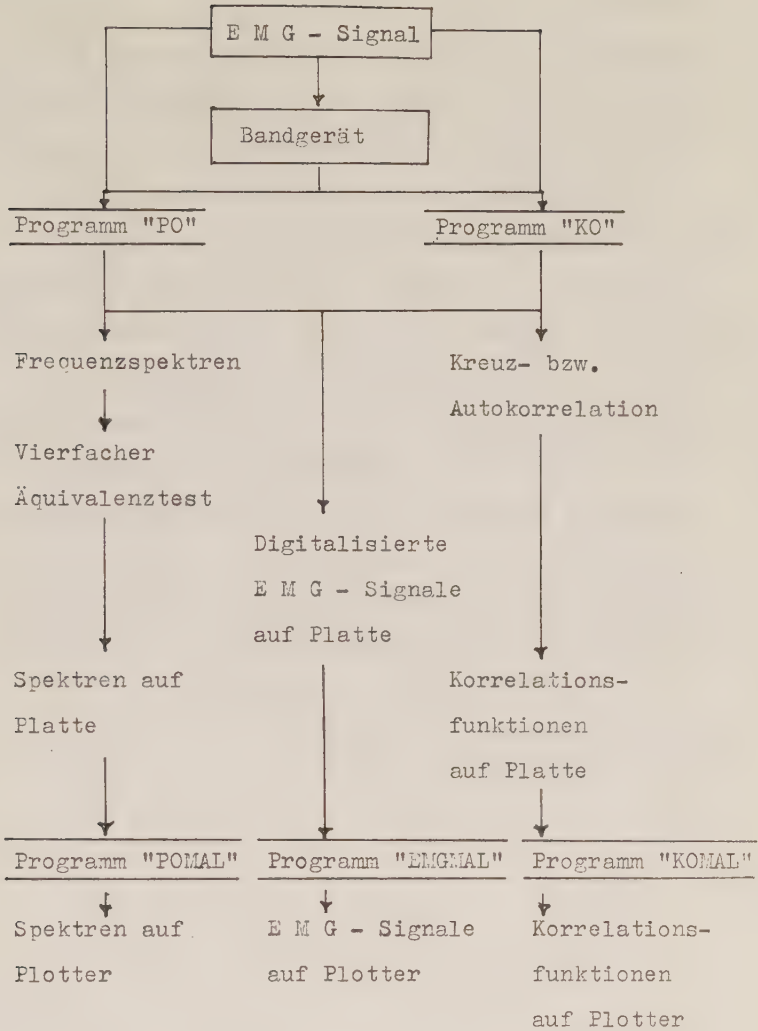


Abb. 34: System von Rechnerprogrammen zur Spektralanalyse und Zeitkorrelation von Elektromyogrammen. Zusätzlich sind Möglichkeiten zur Datenspeicherung und Datenausgabe aufgeführt.

1.4. Zusammenfassende Beurteilung.

Es wurde bisher versucht, eine Theorie der digitalen Analyse von Zeitreihen besonders in Hinblick auf EMG-Ableitungen im Kopf-Hals-Bereich zu entwickeln. Nach Schilderung der herkömmlichen Betrachtung und Interpretation von EMG-Potentialereignissen unter dem Motto: "Das Einzelpotenzial ist der Informations-träger", wurde vorgeschlagen, Elektromyographie als statistischen Zufallsprozeß zu betrachten.

Parallel dazu wurde versucht, mittels physiologischer und physikalischer Überlegungen etwas Klarheit über spezielle Formen und die Varianz der EMG-Potentiale zu erhalten.

Auf der Annahme des EMG's als stochastischen Prozeß wurden theoretische Voraussetzungen für eine praktische Meß- und Testtheorie formuliert.

Darauf aufbauend sind schließlich drei konkrete Auswerteverfahren entwickelt und geprüft worden:

1.4.1. Korrelationsanalyse:

Die Korrelationsanalyse ist eine lineare Transformation des Zeitsignals $x(t)$ in eine parametrisch erfaßbare Funktion $R_x(\tau)$ bzw. $R_{x_1, x_2}(\tau)$.

Alle drei oben beschriebenen Anwendungsbeispiele sind von heuristischem Wert. Allerdings erfordert die Methode eine stabile Validierung. Als Handicap bleibt aber wie bei den übrigen Methoden der vollkommen unkalkulierbare Einfluß der Elektrodenphysik und der schwer zu gewährleistenden Standardisierung der Applikation der Elektroden.

Inwieweit intra- und interindividuelle Vergleiche unter den mangelhaften praktischen Voraussetzungen angestellt werden können, wäre evtl. Aufgabe künftiger Experimente.

1.4.2. Mustererkennung:

Die Erkennung von Einzelmustern gilt im Zusammenhang mit automatischer EMG-Auswertung als die herkömmliche Methode. Schwachpunkte aller hierunter zu diskutierenden Verfahren sind die nichtlinearen Schritte bei der Musterauswahl, die nicht exakt zu ordnende Mustervielfalt ohne eindeutige Validitäten, sowie die schlechte Relation zwischen angebotener und extrahierter Information.

Es wurden verschiedene Verfahren im Rahmen dieser Arbeit getestet, die sich von bereits kommerziell vertriebenen Verfahren dadurch unterscheiden, daß sie soweit möglich Nichtlinearitäten vermeiden. Das heißt, es wurde auf Schwellensetzung und andere brachiale Kalküle verzichtet. In Testläufen mit Probedaten stellte sich aber heraus, daß immer neue Zusatzbedingungen eingebaut werden mußten. Obwohl das Problem auf dem eingeschlagenen Weg nicht unlösbar erschien, wurde die Priorität den anderen Ansätzen eingeräumt. Besonders ein Verfahren mit selbstsuchendem Algorithmus, das alle Potentiale sortiert und auszählt, erscheint nach den gemachten Erfahrungen erfolgversprechend. Andererseits muß wahrscheinlich davon ausgegangen werden, daß die Erkennung vorgegebener Muster immer an mangelnder Exaktheit oder Vollständigkeit leidet.

1.4.3. Spektralanalyse:

Die Spektralanalyse, also die Parametrisierung einer Zeitfunktion beliebiger Länge mittels einer Funktion eines fest vorgegebenen Frequenzbereiches gilt in der vorliegenden Arbeit als Methode der Wahl.

Kalkulierbare, mit linearen Methoden erzielte Informationsreduktion, exakte Parametrisierung der Ergebnisse durch bewährte statistische Schätzverfahren sind einige wertvolle Eigenschaften der Methode.

Nachteil ist auch hier der nicht kalkulierbare Effekt der Ableitetechnik mit einer resultierenden unbekannten Frequenzcharakteristik und Varianz.

Wie ferner gezeigt wurde, ist die Methode in noch nicht abzusehendem Maße ausbaufähig. Wichtig sind zunächst Untersuchungen der Einflüsse aus der Ableitetechnik sowie Validierungsexperimente, um Vorlagen für schnelle und genaue diagnostische Entscheidungen zu haben.

2. Experimentelle Beispiele.

2.1. Probanden, Material und Methodik.

Im Rahmen von Forschungen über Muskelphysiologie am Physiol. Inst. I der Universität Erlangen, Direktor Prof. Dr. Keidel, sowie während post-operativer Verlaufskontrollen an der HNO-Klinik der Universität Erlangen, Direktor Prof. Dr. Wigand, wurden Oberflächen EMGs von verschiedenen Muskeln unter diversen Fragestellungen abgeleitet.

Es wurden dazu herkömmliche Oberflächen Elektroden, ein einkanaliger bzw. zweikanaliger handelsüblicher EMG-Verstärker und ein herkömmliches 4-Spur-Tonbandgerät zur analogen Datenaufzeichnung benutzt. Die Auswertung erfolgte über einen Analog-Digital-Wandler (ADC) mit einer Geschwindigkeit von 100000 Hz an einem Terminal eines PDP-11 Rechners. Die Plotterzeichnungen wurden auf einem Hewlett-Packard-Plotter angefertigt.

Das Bandgerät wurde mit der vierfachen Aufnahmegeschwindigkeit (bei HNO-Daten mit der einfachen) abgespielt. Da am ADC eine Abtastrate von 5000 Hz programmiert wurde und prinzipiell zwei Kanäle simultan bearbeitet werden, resultiert ein Frequenzbereich von 0 - 312 Hz (HNO-Daten: 0 - 1250 Hz).

2.2. Ergebnisse.

2.2.1. Physiologische Experimente zur Muskelermüdung.

An zwei Versuchspersonen zwischen 20 und 30 Jahren, die als weiblich und untrainiert sowie als männlich und trainiert charakterisiert wurden, wurden EMGs unter folgenden Fragestellungen abgeleitet:

2.2.1.1. Gewicht und Ermüdung.

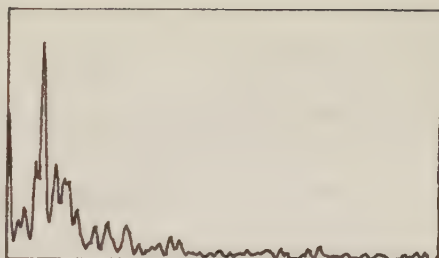
Bei der Analyse der hierzu erhobenen Daten sind die Amplituden der Spektren jeweils im Paarvergleich auf Maximalausschlag des Plotters normiert und können deshalb numerisch hierkeine Rolle spielen.

Untersucht wird das Frequenzverhalten in Abhängigkeit der Variablen Ermüdung und Gewicht. Entgegen dem Ergebnis aus 1.1.2.2. und dem dort zitierten Artikel von Broman et al. (1973) verschob sich das Frequenzmaximum beim unermüdeten Muskel deutlich in Richtung der höheren Frequenzen.

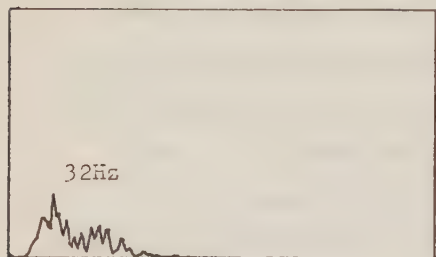
Beim ermüdeten Muskel scheint der hier untersuchte Proband dagegen eine Zunahme niederfrequenter Anteile aufzuweisen. Auch die Verbreiterung des Spektrums bei Belastung nach Ermüdung kann als künftige Arbeitshypothese dienen und gegebenenfalls Beiträge zur Aufklärung der Muskelphysiologie liefern.



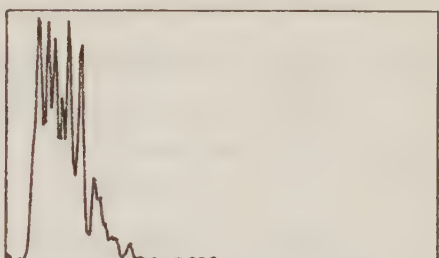
vor Ermüdung entspannt



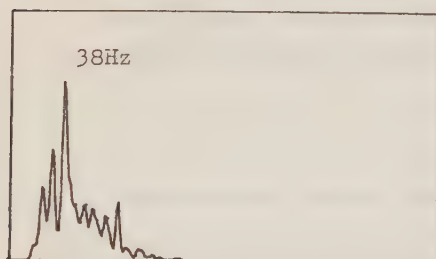
nach Ermüdung entspannt



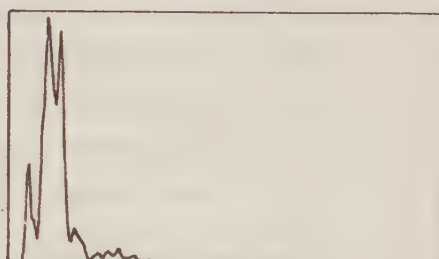
vor Ermüdung gering belastet



nach Ermüdung gering belastet



vor Ermüdung schwer belastet



nach Ermüdung schwer belastet

Abb. 35: Ermüdungsversuch am M. biceps brachii.

Die Messungen erfolgten vor und nach Ermüdung, in entspanntem Zustand, gering belastet und schwer belastet.

2.2.1.2. Phasische und tonische Muskulatur bei trainierter und untrainierter Versuchsperson.

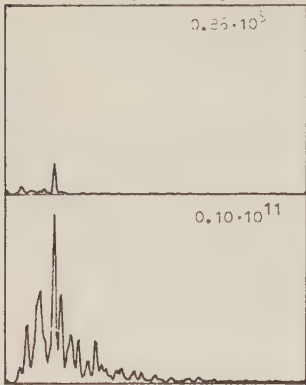
Untersucht wurden hierbei mittels Oberflächen Elektroden ein phasischer Unterarmmuskel und ein tonischer Rückenmuskel.

Im rechten oberen Eck der Spektraldiagramme der Abb. 36 und 37 steht die Summe der über die Frequenzen addierten Komponenten des Leistungsspektrums. Sie kann evtl. als integrales Maß bzw. Parameter der Muskelaktivität dienen.

Unter allem Vorbehalt der ganz und gar nicht repräsentativen Stichprobe fällt ein deutlicher funktioneller Unterschied zwischen der phasischen und der tonischen Muskulatur auf. Konkret scheinen im vorliegenden Fall phasische und tonische Muskulatur bei der trainierten im Vergleich zur untrainierten Vp reziprok zu reagieren. Allerdings muß gesagt werden, daß die Spektren vor und nach Belastung sich zwar graphisch deutlich, wegen des konkordanten Frequenzganges statistisch nicht oder nur geringfügig unterscheiden.

Allgemein muß als weiteres Manko die hohe Varianz der Spektren angesehen werden. Da aber die Rechenzeit der "Moving average"-Glättungsprozedur in der Größenordnung von fast 30 Sekunden liegt, wurde ein Kompromiß einer geringeren Varianzreduktion gewählt. Die Auswertung der Spektren vom Aspekt her wird damit schwieriger. Anzustreben ist die Glättung über Ensembles von Versuchspersonengruppen um Einflüsse bestimmter Variablen stabil zu analysieren.

M. flexor carpi uln. (phasisch)



M. erector spinae (tonisch)

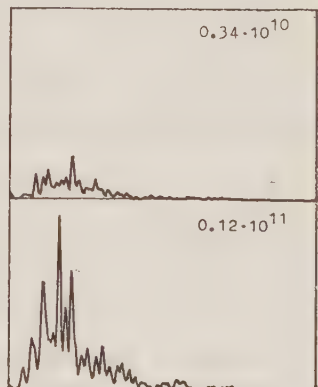
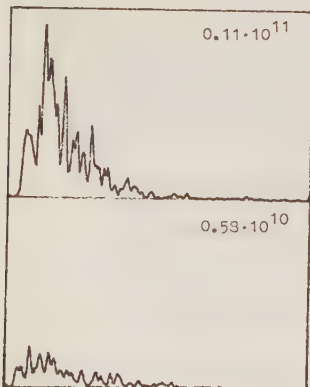
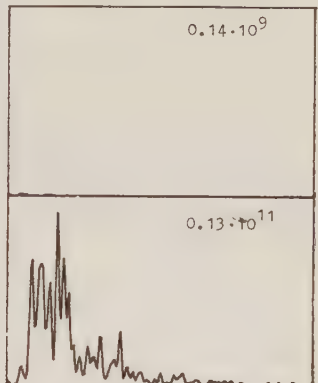
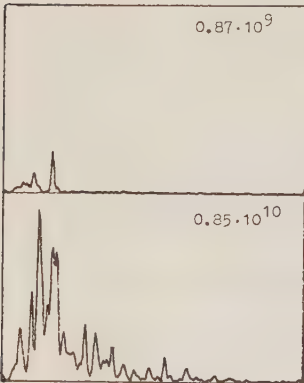
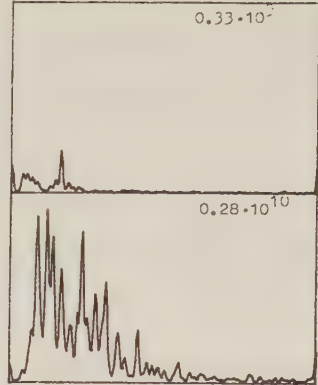


Abb. 36: Leistungsspektren des Experiments zur Muskelermüdung.

Versuchsperson 2 (25 Jahre, männlich, trainiert)

M. flexor carpi uln. (phasisch)

M. erector spinae (tonisch)

$7.71 \cdot 10^9$

vor Ermüdung

$0.23 \cdot 10^9$

entspannt

$0.35 \cdot 10^{11}$

belastet (5 kg)

$0.30 \cdot 10^{11}$

$0.83 \cdot 10^9$

nach Ermüdung

$0.30 \cdot 10^9$

entspannt

$0.47 \cdot 10^{11}$

belastet (5 kg)

$0.20 \cdot 10^{11}$

$0.34 \cdot 10^{11}$

belastet vor
Ermüdung

$0.34 \cdot 10^{11}$

$0.79 \cdot 10^{11}$

belastet nach
Ermüdung

$0.21 \cdot 10^{11}$

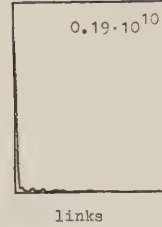
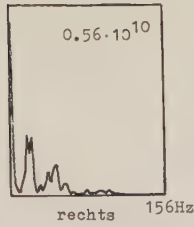
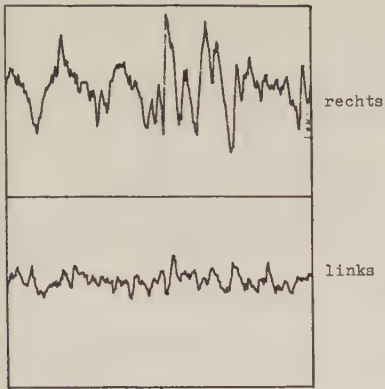
bb. 37: Leistungsspektren des Experiments zur Muskelermüdung.

2.2.2. Verlaufsbeobachtung einer Nasenvestibulum-Plastik.

Trotz Engagement gelang es während mehrerer Monate nur, einen Patienten durch eine prä- und wenigstens zwei postoperative Messungen in seinem Regenerationsverlauf zu beobachten.

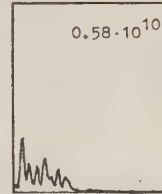
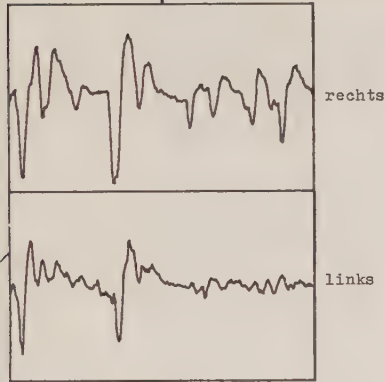
In den linken Diagrammen der Abb. 38 sind 0.8 Sekunden lange Abschnitte der Original-EMGs abgebildet. Es handelt sich um einen Patienten im Zustand nach Verschuß einer Lippen-Kiefer-Gaumen-Spalte und einem verbliebenen stenotischen Ostium nasi links und darauf zurückzuführender muskulär oder nervös bedingter Funktionseinschränkung der Nasenflügelmuskulatur. Außer einer beidseitigen deutlichen postoperativen Funktionsverbesserung fällt in der ersten postoperativen Ableitung eine Synchronisierung der Muskelpotentiale links und rechts auf. Im Kreuzkorrelogramm spiegelt sich das als deutlicher korrelativer Zusammenhang mit einer maximalen Korrelation von $R_{x_1, x_2}(\tau) = 0.45$ wieder. Die linke Seite ist um ca. 10 ms gegenüber der rechten verzögert.

Das EMG der rechten Seite änderte sich in der Folgezeit nicht, während auf der linken Seite mit Verlust der Synchronizität eine starke Veränderung des Frequenzverhaltens auftrat. Außer noch unklaren Regenerationseffekten muß hier an einen Fehler im Experiment gedacht werden.

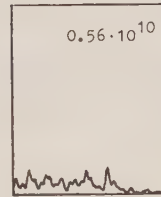
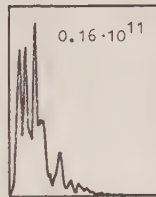
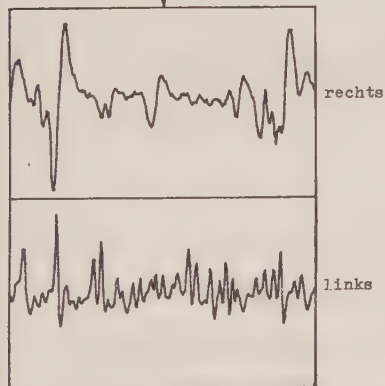


Ableitung am 11.01.1982 . Nasenflügel-
oberflächen - EMG .

Operation am 18.01.1982 : Nasenvestibulum-Plastik



Ableitung am 28.01.1982 . dto.



Ableitung am 15.02.1982 . dto.

Abb. 38: Verlauf einer Nasenvestibulum-Plastik. Links Ausschnitte
der Original-EMGs, rechts die zugehörigen Spektren.

Ableitung am 28.01.1982, 10 Tage p.o. :

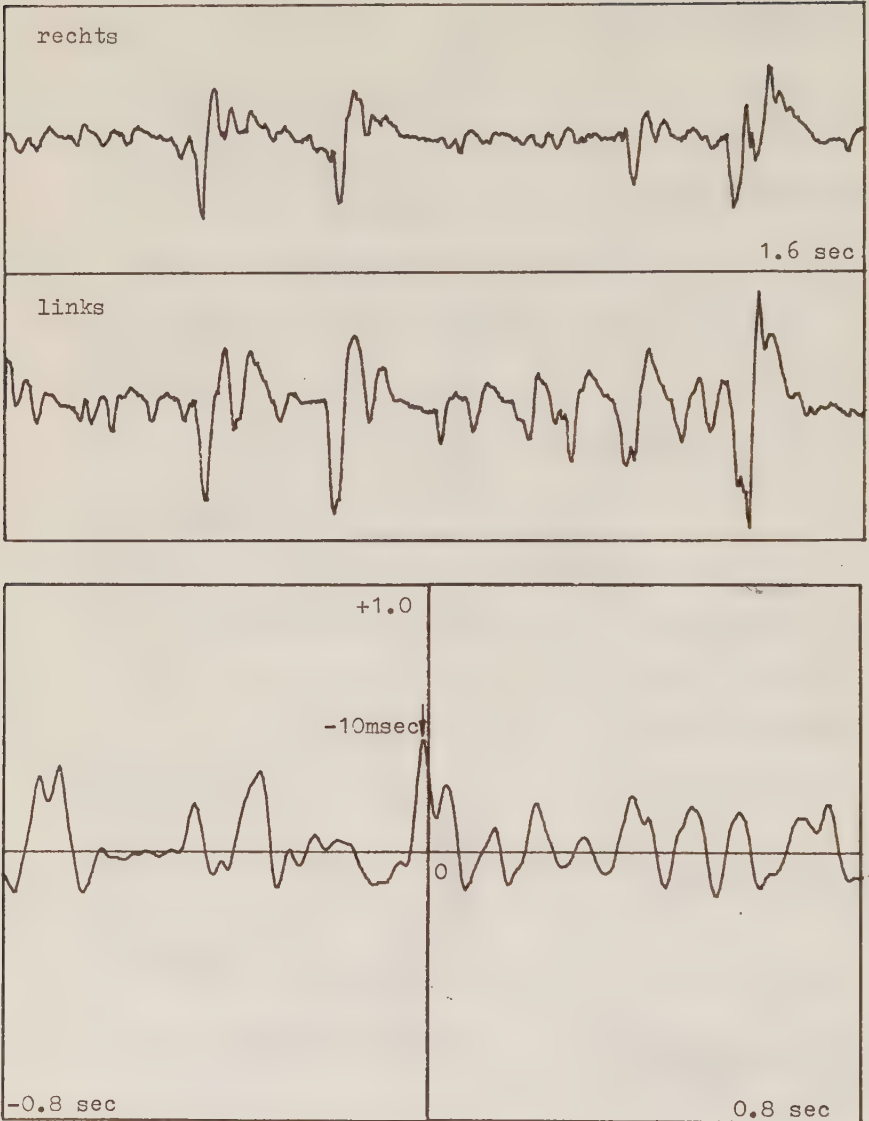


Abb. 39: Kreuzkorrelation der synchronen Ableitung vom 28.01.82
aus Abb. 38.

2.3. Zusammenfassende Beurteilung.

Obwohl die Methode aus Abschnitt 1. hier zum ersten Mal praktisch im Einsatz war, die Daten unselektiert verwendet wurden und bei der geringen Zahl von Versuchspersonen bzw. Patienten keine wissenschaftlichen Neuerkenntnisse erwartet werden konnten, erscheinen die Ergebnisse in ihrer Tendenz recht eindrucksvoll.

Sich aus den Ergebnissen ableitende Hypothesen, die durch umfangreichere Untersuchungen gesichert werden könnten, wurden in den jeweiligen Abschnitten besprochen.

Kritisch anzumerken ist die ausschließliche Verwendung von Oberflächenelektroden, deren gemessenes Substrat noch weniger faßbar ist als bei Nadelelektroden.

Bei den Versuchen über Muskelphysiologie ergaben sich Schwierigkeiten bei der Datenprotokollierung.

Evtl. ist daraus der frappierende diametrale Unterschied zwischen trainiert/untrainiert einerseits und männlich/weiblich andererseits zu erklären. In jedem Fall aber wäre das Ergebnis deutlich und zur weiteren Orientierung wertvoll.

Das Experiment zur Verlaufsbeobachtung einer Nasen-vestibulum-Plastik litt unter zu geringem Datenmaterial. Geplant waren ca. zehn Oberflächenableitungen um situative Effekte zu eliminieren; realisiert wurden leider nur drei.

Aber auch die mehr oder weniger rudimentären Ergebnisse

dürften die Brauchbarkeit der im ersten Teil dieser Arbeit entwickelten Methode angedeutet haben.

Wünschenswert wäre eine umfangreiche Anwendung der Programme, um Größen wie die Abtastrate des ADC, Bandbreite des Spektrums usw. empirisch zu optimieren. Schließlich bleibt zu hoffen, daß in Validierungsexperimenten pathognomonische Spektralmuster gesichert werden können, um der Methode eine zumindest gleiche Wirksamkeit zu verleihen wie den Analysen der einzelnen Potentialereignisse.

3. ZUSAMMENFASSUNG

Im Verlaufe der vorliegenden Arbeit wurden drei zur herkömmlichen alternative EMG-Auswerteverfahren entwickelt, erprobt und diskutiert.

Dabei wurde großer Wert auf eine meß- und testtheoretische Grundlage und damit verbunden auf eine kritische Anwendung aller Daten-transformierenden Operationen gelegt. Ein großer Teil der Arbeit beschäftigt sich deshalb mit den Fragen der Stichprobenziehung und Digitalisierung. Es wurden dabei einige praktische Problemlösungen gefunden, die in ähnlich gelagerten Fällen als Anregung empfohlen werden können.

Rechnerprogramme zur Erkennung gängiger EMG-Potentialmuster wurden in mehreren Versionen entwickelt und getestet. Eine begrenzte Zahl charakteristischer EMG-Potentiale kann damit identifiziert und gezählt werden.

Die Programme zur Korrelations- und Spektralanalyse dagegen wurden bis zur Anwendungsreife entwickelt:

Ein Dialogprogramm zur Korrelationsanalyse ermöglicht die Extraktion der beiden Parameter Latenz und Höhe der Korrelation aus zwei beliebigen bioelektrischen Ableitungen mit breiten Anwendungsmöglichkeiten.

Das Dialogprogramm zur Spektralanalyse beinhaltet außer den Transformations- und Datenverwaltungsprozeduren einen neuen Diskriminanztest für Fourier-spektren, der zusammen mit der vorgeschriebenen experimentellen Anordnung von Paarvergleichen i n t e r - und i n t r a i n d i v i d u e l l v e r - g l e i c h b a r e n u m e r i s c h e Unterschiede

beispielsweise in Form engskaliertter Paresegrade ermöglicht.

Ein in diesem Zusammenhang ebenfalls neuer Aspekt ist die diskutierte Einführung entscheidungstheoretischer Kosten-Nutzen-Betrachtungen in die EMG-Diagnostik durch Anwendung sehr moderner statistischer Verfahren. Es liegt also ein zweistufiges Konzept einer automatisierten integrierten Diagnoseprozedur für elektromyographische Messungen vor.

Die erste Stufe, in der eine meßtheoretisch untermauerte objektive und zuverlässige diagnostische Entscheidung angestrebt wird, ist anwendungsbereit.

Die zweite Stufe, mit der eine auf der diagnostischen Entscheidung basierende optimale Auswahl der therapeutischen Konsequenz erreicht werden soll, liegt fertigformuliert vor und kann nach klinischer Erfahrung mit der ersten Stufe realisiert werden.

Das ganze Konzept bietet die Möglichkeit, schnell und sicher EMG-Routineuntersuchungen durchzuführen.

Es kann aber auch allgemein als exemplarisch gelten für die optimale Handhabung elektrophysiologischer Routinediagnosen mit einer begrenzten Auswahl therapeutischer Entscheidungen.

Benützte und zitierte Literatur:

- Agarwal, C.G. and G.L. Gottlieb: An Analysis of the Electromyogram by Fourier, Simulation and Experimental Techniques. Transactions on Biomedical Engineering, 1975, BME-22, № 3, 225-229 .
- Berlow, J.S.: Auto and Crosscorrelation Analysis. In: Remond 1968, 5A-90 .
- Bendat, J.S. and A.G. Piersol: Random Data. Wiley, New York 1971 .
- Brigham E.O.: The Fast Fourier Transformation. Prentice Hall. Englewood Cliff, 1974.
- Broman, H., R. Magnussen, I. Petersen and R. Örtengren: Vocational Electromyography. In: Desmedt 1973, Vol.1, 628-637 .
- Buchthal, F., C. Guld and P. Rosenfalck: Action Potential Parameters in Normal Human Muscle and Their Dependence on Physical Variables. Acta Physiol. Scand., 1954, 32, 200-218 .
- Buchthal, F., C. Guld and P. Rosenfalck: Volume Conduction of the Spike of the Motor Unit Potential Investigated with a New Type of Multielectrode. Acta Physiol. Scand., 1957a, 38, 331-354 .
- Buchthal, F., C. Guld and P. Rosenfalck: Multielectrode Study of the Territory of a Motor Unit. Acta Physiol. Scand., 1957b, 39, 83-104 .
- Bumm, P., M. Spreng und M.E. Wigand: Die Innervationsdynamik der Facialismuskulatur im Intervall- und Potentialdauer-Histogramm. Pflügers Arch., 1969, 307, 107ff .

Bumm, P., M. Spreng und M. E. Wigand: Die Bedeutung der Innervationsstärke bei der elektronischen Auswertung von Facialiselektromyogrammen. Arch. Ohr-, Nase-, KK-Heilk., 1970, 196, 182-186 .

Bumm, P., M. E. Wigand und R. Mederer: Elektronische EMG - Auswertung beim Hemispasmus facialis. Arch. klin. exp. Ohr-, Nasen- und Kehlkopfheilk., 1972, 202.

Cenkovich, F. S. und J. W. Gersten: Fourier analysis of the normal human electromyogram. Amer. J. Phys. Med., 1963, 42, 192.

Desmedt, J. E. (Ed.): New Developements in Electromyography and Neurophysiology. Karger, Basel 1973 .

DISA-Manual zum EMG-Analyzer Type 15910: Real-Time Processing of Muscle Action Potentials. Publ. N°: 7712E. Disa, Denmark 1977 .

Dumermuth, G.: Numerical Spectral Analysis of the Electroencephalogram. In: Remond 1968, 5A .

Hayward, M. and R. G. Willison: The Recognition of Myogenic and Neurogenic Lesions by Quantitative EMG. In: Desmedt 1973 .

Hopf, H. C. und A. Struppler: Elektromyographie. Thieme, Stuttgart 1974 .

Ioku, M. and P. Jinnai: Fast and Slow Motor Unit Activities in EMG. In: Desmedt 1973 .

Kadefors, R.: Myo-Electric Signal Processing as an Estimation Problem. In: Desmedt 1973.

Kadefors, R., I. Petersen and H. Broman: Spectral Analysis of Events in the Electromyogram. In: Desmedt 1973 .

- Kaiser,E. and I.Petersen: A New Method for Detecting Rhythmic Activity in Time Series. In: Widen,L.(Ed.): Proc.6th Intern. Congr. EEG and EMG. Vienna 1965. Amsterdam 1967, 535-537 .
- Kaiser,E.: Reverse Correlation. In: Remond 1968 .
- Kauffmann,G. und B.Hieke: Untersuchungen zur Stromausbreitung in Nervenquerschnitten. In: Hoke,M. und G.v.Bally (Eds.):Symposion 1976 Sonderforschungsbereich 88: Teratologische Forschung und Rehabilitation Mehrfachbehinderter. Münster 1976 .
- Lahoda,F.: EMG - Fibel. Frankfurt 1973 .
- Lee,R.G. and D.G.White: Computer Analysis of Motor Unit Action Potentials in Routine Clinical Electromyography. In: Desmedt 1973 .
- Liberson,W.T.: Report on the Standardization of Reporting and Terminology in Electromyography. In: Pinelli,P. (Ed.): Progress in Electromyography. Pavia 1961 .
- Lindström,L.: Filtering Properties of EMG-Electrodes. Proc.1st Nord. Meet. Med. Biol. Engineering, Otaniemi, Finland 1970 .
- Ludin,H.P.: Das normale Elektromyogramm. In: Hopf und Struppler 1974a .
- Ludin,H.P.: Pathophysiologie des Skelettmuskels. In: Hopf und Struppler 1974b .

Matoušek,M.: Frequency Analysis Processing of Output Data. In: Remond 1968 .

Mortimer,J.T., R.Magnussen and I.Petersen: Statistical Properties of the Human Electromyogram. Acta Phys.Scand.Suppl.,1969,330,113ff .

Otnes,W. and C. Enochson: Digital Analysis of Time Series. Wiley, New York 1975 .

Person,R.S. and L.P.Kudina: Cross Correlation of Electromyograms Showing Interference Patterns. Electroenceph.Clinic.Neurophys., 1968, 25, 58-68 .

Remond,A.(Ed.): Handbook of Electroencephalography and Clinical Neurophysiology. Elsevier, Amsterdam 1968 .

Ruprecht,E.O.: Befunde bei Neuropathien. In: Hopf und Struppler 1974 .

Schwartz,M. and L.Shaw: Signal Processing, Discrete Spectral Analysis, Detection, and Estimation. McCraw-Hill, Düsseldorf 1975 .

Shumway,R.H. and Unger,A.N.: Linear Discriminant Functions for Stationary Time Series. Journal of the American Statist. Association, 1974, 348, 948-956 .

Spreng,M.,P.Bumm and M.E.Wigand: Ein elektronisches Verfahren zur statistischen Auswertung von Elektromyogrammen mit Hilfe von Dauer- und Intervallhistogrammen. Pflügers Arch., 1968, 298, 271-282 .

Strackee, J. and L.H. van der Tweel: On the High Frequency
Cut-off of EMG-Apparatus. Acta Phys.
Scand., 1961, 32 .

Wigand, M.E., M.Spreng, P.Bumm, R.Mederer: Electronic
Evaluation of Electromyograms in Facial
Nerve Paralysis. Arch.Otolaryng., 1972,
95, 324-330 .

Wigand, M.E., M.Spreng, P.Bumm: Computeranalyse von
Facialiselektromyogrammen.
Acta oto-laryngologica 1968, 66, 296-304 .

Wustrow, F. und H.H.Wieck: Elektromyographische Unter-
suchungen am menschlichen M.vocalis und
ihre Bedeutung für die Theorie über die
Entstehung der Stimmlippenschwingungen.
Z.Laryng.Rhinol., 1963, 42, 118-129 .

Herrn Prof. Dr. M.E. Wigand, Direktor der HNO-Klinik der Universität Erlangen danke ich für die Möglichkeit an seinem Hause meine Ideen verwirklichen zu können. Herrn Dr. M. Berg von der HNO-Klinik der Universität Erlangen danke ich, daß er für diese Ideen aufgeschlossen war, deren Realisation ermöglichte und durch eigene Beiträge die Arbeit förderte.

Herrn PD Dr. W. Thumfart von der HNO-Klinik und Herrn Prof. Dr. David vom Physiologischen Institut I der Universität Erlangen danke ich für Anregungen und für die Bereitstellung empirischer Daten zur Illustrierung der entwickelten Verfahren.

Nicht zuletzt danke ich meinem Lehrer am Psychologischen Institut der Universität Regensburg, Herrn Prof. Dr. J. Drösler.

Lebenslauf:

Ich wurde am 04.03.50 in Dresden als einziges Kind des Kaufmannsehepaares Hans und Charlotte Sachse geboren.

Am 17.06.53 zogen meine Eltern in die Bundesrepublik. In Fürstenfeldbruck/Obb. besuchte ich vier Jahre die Volksschule und neun Jahre die Oberrealschule.

Nach dem Abitur 1969 diente ich vier Monate bei der Bundeswehr und vierzehn Monate im Ersatzdienst.

Seit Herbst 1971 studierte ich in Regensburg Psychologie, zwei Jahre später zusätzlich Philosophie und Mathematik.

Im August 1976 erhielt ich das Psychologiediplom.

Im darauffolgenden Herbst begann ich ebenfalls in Regensburg ein Medizinstudium. Nach dem Physikum 1978 wechselte ich an die Universität Erlangen-Nürnberg, wo ich im Oktober 1982 die Ärztliche Prüfung bestand. Seit November 1982 arbeite ich als Assistenzarzt am Nervenkrankenhaus in Regensburg.

Druck: Offsetdruckerei Karl Döres, 8520 Erlangen, Jägerstr. 3, Inh. B. Lengenfelder